

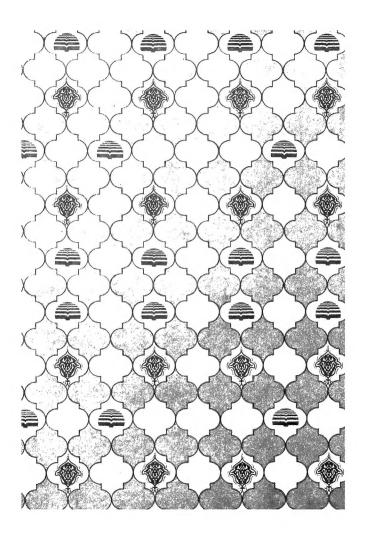
الاجِصَ الاجِماعي والتربوي النفسية والإجتماعي والاجتماعي والاجتماعي والتربوي

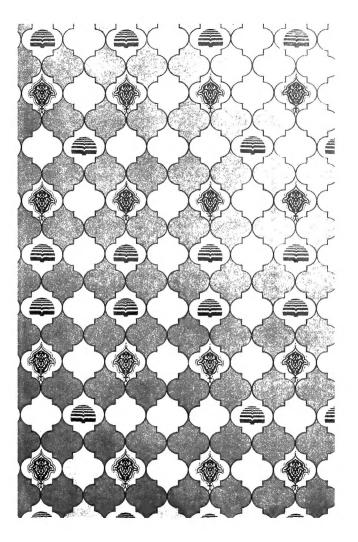
تأينن الت*كثّرم ث*والسيّدا بوالني**ل** 



دار النحضة العربية







الاجِمار د الننسية والإجهاعي والذبوي -

# سُيلسادً علم لنغيس

# الاجصكار النّنسِيّ وَالإجهاعِي وَالدّبَوِي

مشائیف الدکتورتحسقود الشیدائوالنیپل أستاذ طهالغنس کلیة الآدآب- به امتزین شمش روعي في هذا الكتاب مناسبته لمستوى طُلاب الأدبي بالجامعة الذين ليست لديهم خلفية في الرياضيات .

## حُقوق الطبنع محفوظتة ١٤٠٧ هـ - ١٩٨٧ م



الإدارة: بيروت، شارع مدحت باشا، بناية
 کريدية، تلفون: ٢٠٣٨١٩/

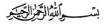
۳۱۲۲۱۳ /۳۰۹۸۳۰ برتیاً:دانهضة،ص.ب ۱۱۳۷۴۹

الكس: NAHDA 40290 LE 29354 LE

« المكتبة : شارع البستاني ، بناية اسكندراني

رقم ٢٠ غربي الجامعة العربية . تلفون: ٢ ٣١٦٢٠

المستودع: بئر حسن، تلفون: ۸۳۳۱۸۰



# مقدمة الطبئة الخامية

### الإحصاء كوسيلة وكتخصص وكتدريس في علم النفس والاجتماع والتربية

تحصل متدمة الطبعة الخامسة من هذا الكتاب ذلك العنوان: 
«الإحصاء كوسيلة وكتخصص وكتدريس في علم النفس والاجتماع والتربية» 
وذلك للرد على كثير من الأسئلة والاستفسارات لدى الطلاب والباحثين في 
مجال علم النفس والاجتماع والتربية والتي تتركز حول كيفية تكوين القوانين 
في الإحصاء كقانون الانحراف المعياري أو معامل الارتباط أو مقاييس 
الدلالة الإحصائية من جهة، وتتركز من جهة أخرى حول فائدة تعلم الإحصاء 
بعد ظهور الكمبيوتر وانتشاره.

والجزء الأول من التساؤلات يثير مسألة على جانب كبير من الأهمية وهي الحدود القائمة بيسن تخصصات الأقسام العلمية في الجامعات، فالإحصاء كتخصص يواصل فيه الطالب دراساته العلميا مكانه المعاهد المختصة وكليات العلوم والتجارة والاقتصاد، أما كأسلوب وكتدريس فالأمر يختلف لأن الباحث في مجالات علم النفس والاجتماع والتربية لا يهمه من الإحصاء ما يهم المتخصص، فإذا كان المتخصص يدخل في مجال عمله إحداد وصياغة القوانين الإحصائية بأسسها الرياضياتية فإن الباحث النفسي والتربوي لا يهمه منها إلا أنها وسيلة توصله فقط لنتائج: اختبار

فروض بحثه ولا يعنيه الأمر شيئاً أن هذا القانون بسطه كذا أو مقامه كذا أو جذره كذا أو مربع ذلك الرقم كذا. فهذه أشياء لا تدخل في نطاق تخصصه الرئيسي وهو دراسة السلوك الإنساني في سياق اجتماعي تربوي. والباحث النفسي والاجتماعي والتربوي هنا شأنه شأن مخطط البرامج في الحاسب الألى (الكمبيوتر) إنه يدخل بياناته بعد عمل البرنامج الخاص بتلك البيانات ويقوم بتشغيل جهاز الكمبيوتر دون أن يعنيه كيف تعمل الأجهزة الكهربائية حتى يصل إلى تلك النتائج لأن تلك مهمة المهندس الذي صمم الجهاز من الناحيمة الميكانيكية والكهربائية والناحية الالكترونية والمذي يقع مكمان تخصصه في تلك الأقسام العلمية بكليات الهندسة؛ بينما مخطط البرامج يقم مكان تخصصه في كلية العلوم والذي يمكن أن يواصل دراساته العليا بكلية العلوم بينما مهندس الكمبيوتر يمكن أن يواصل دراساته العليا في كلية الهندسة . إذا مخطط البرامج (كلية العلوم) يستعين بجهاز الكمبيوتر (كلية الهندسة) لإجراء المعالجات المختلفة على بياناته. كذلك الأمر بالنسبة للباحث النفسي والاجتماعي والتربوي فهو يستعين بالمعادلات الإحصائية التي توصل إليها المتخصصون في الإحصاء أو الإحصاء الرياضي لعمل المعالجات التي تتطلبها طبيعة بحثه.

أما بالنسبة للشق الآخر من التساؤل وهو المذي يختص بفائدة تعلم الإحصاء بعد ظهور الكمبيوتر و وجود برامج لكل العمليات الإحصائية فهذا التساؤل وإن كان طلاب الدراسات العليا في تخصص علم النفس يرددونه كل عام يدرسون فيه الإحصاء المتقدم فإنه من الممكن أن يكون تساؤلاً عاماً أيضاً لدى طلاب التخصصات الاخرى. والرد على ذلك يتضح في أننا نفترض أن باحثاً ما لا يعرف الإحصاء وتوفرت لديه بيانات عن عينة من الأفراد وتوفر له وضع فروض أو تساؤلات لأهداف بحثه وذهب بهذه البيانات إلى مخطط البرامج بالكمبيوتر فماذا سيقول لذلك المسؤول ليفعله له في البيانات التي

حملها معه؟، أو ما هي اللغة المشتركة بينهما حتى يمكن أن يتم شيء بالحاسب الآلي؟ وباختصار ما الذي سيطلبه ذلك الباحث الدي لا يعرف الإحصاء من الكمبيوتر إذا كان لا يعرف أن هذه البيانات إذا كان الفرض المراد اختباره كذا فإن المعالجات التي يطلبها لتطبيقها على تلك البيانات هي كذا وكذا. . . إلخ.

هذا بالنسبة للإحصاء كوسيلــة وكتخصص وبقى الشق الأخيــر من العنوان وهو الإحصاء كتدريس، أي من يقوم بتدريس الإحصاء في أقسام علم النفس والاجتماع والتربية؟ في الحقيقة ومن واقع الخبرة الطويلة يفضل المذي يجمع بين تخصص الإحصاء والتخصص في علم النفس أو الاجتماع أو التربية ، لكن إذا لم يتوفر فمن الذي يفضل؟ وفي الحقيقة أيضاً ومن واقع الخبرة الطويلة والتي عايشها مؤلف هذا الكتاب يفضل المتخصص في علم النفس والاجتماع والتربية والملذي درس الإحصاء واستخدمها استخداماً طويـالاً تشبعُت بها أعمالــه. لأن خبـرة هذه التخصصات من المتخصص في الإحصاء فقط كانت خبرة غير إيجابية، فالمتخصص في الإحصاء يدرس الإحصاء دون أن يضفي عليها المعنى اللبي تفرضه ضرورة المعرفة والفهم للسلوك الإنساني والبيئة الاجتماعية التربوية المحيطة به لأن ذلك الجزء الأخير لا علم ولا دراية له به لأنه ليس تخصصه ، فكيف حتى من أبسط الزوايا يأتي بالأمثلمة المستمدة من حقول هذه التخصصات ليسربط بيسن الإحصاء وبين مكونات السلبوك من ذكاء وإدراك وتنشئة اجتماعية وقيسم واتجاهات تربوية معينة. في الحقيقة كانت خلاصة تجربة هؤلاء المتخصصيان شكوى من الطلاب وعدم عودة من المتخصص لتدريس الاحصاء مرة ثانية لوجود فجوة بينهما.

ولقد أنت هذه الطبعة مزيدة ومنقحة إذ تم تنقيح كل الكتاب وإهادة صياغته، كما تم إضافة الكثير من التحاليل الإجصائية المفيدة كتحليل النباين من الدرجة الثانية ، وإضافة معادلتين أخريتين لدلالة النسبة المثوية . كما تم تقديم الكثير من التماريسن المحلولة في التحليل العاملسي . وبالنسبة للارتباطات أضيف الانحدار وحساب الدلالسة بيسن معاملات الارتباط، وبالنسبة للدلالة الإحصائية أضيفت حساب للدلالة بيسن المجموعات المرتبطة .

وفي النهاية لا ندعي أننا بمحتويات هذا الكتاب قد ألممنا بأطراف الإحصاء المترامية فذلك يحتاج لمجلد آخر، كما أننا أردنا للباحث والطالب ألا يقتصر إطلاعه على ذلك الكتاب فقط فهناك مئات من كتب الإحصاء بالعربية والاجنبية بها الكثير مما في هذا الكتاب والقليل الذي ليس فيه.

وفقنا الله وغفر لنا من السهو والخطأ راجيسن ممن يقرأ السكتاب أن يفيدنا، بملاحظاته وبتصويباته، فجل من لا يسهو أو يخطىء سبحانه وتعالى عما يصفون.

المؤلف

القاهرة ١٩٨٧.



# مُقدّمة الطبعة الثَّالِثَة (\*)

أقدم هذه السطيعة الثالثة من كتاب والإحصاء النفسي والاجتماعي وبحوث ميدانية تطبيقية؛ وهي طبعة مزيسدة ومنقحة، وانتهز هذه الفرصة لأشكر زملائي بقسم علم النفس وتلاميذي من طلاب الدراسات العليا على معاوناتهم الطبية في سبيل إخراج هذه الطبعة.

ولقد وجدت تغييراً بالصورة الحالية (٥٠٠ بدلاً من العنوان في المطبعة الثانية ليتطابق ذلك مع ما جاء به من بحوث في الجزء الرابع طبقت فيها المعالجات الإحصائية التي وردت في الأجزاء الثلاثة الأولى.

وائله الموفق

المؤلف

 <sup>(</sup>ه) مقدمة الطبعة الرابعة كانت صورة طبق الأصل عن مقدمة الطبعة الثالثة (١٩٨٠) دون أي
 تعديل بها. (المؤلف ١٩٨٤).

 <sup>(</sup>عه) والذي ظهر في الطبعة الثالثة وهو نفس العنوان المحالي.



# مقدسة الطبئة الثانية

يمتاز كتاب وفي الإحصاء النفسى والاجتاعي ومعاير اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي» بثلاث خصائص لم تضعها في الاعتبار كتب الإحصاء بالمكتبة المصرية وهي الإيجاز، التمارين والتدريبات المحلولة، وأنه كتاب عملى.

قالإيجاز في الإحصاء (خاصة وأن الإحصاء تساعد الباحث في علم النفس وعلم الاجتماع على بحث الطواهر النفسية والاجتماعية) يوجه الباحث لما يقيده مباشرة ولا يجعله يتوه في دروب هو في غنى عنها، خاصة وأنه يفتقر لخلفية في الرياضيات والجبر وحساب المثلثات تلك العلوم التي تشكل أساس وضم قوانين الأحصاء.

أما التمارين والتدريبات المحلولة فيقصد منها تثبيت وتدهيم ما يتعلمه الطالب من قواعد وقوانين تتعلق بالمعالجات الإحصائية للبيانات.

كذلك فإننا أردنا أن يكون هذا الكتاب عملياً أو من نوع تلك الكتب التي يطلم عليها اسم Cook Book أن فشمل من الإحصاء الموضوعات الهامة والتي يشيع استخدامها باستمرار في البحوث والدراسات من ناحية

<sup>(</sup>ع) أنظر في ذلك كتاب:

ومن ناحية روعي التبسيطوالسهولة والتسلسل في كيفية الوصول إلى النتائج.

وفي تقسيمنا للكتاب لثلاثة أجزاء راعينا التدرج في تقديمها فقدمنا في الجزء الأول مبادىء الإحصاء النفسي والاجتماعي وفي الجزء الثاني الإحصاء التطبيقي وفي الجزء الثالث الإحصاء المتقدم. وكان الأساس من هذا التقسيم هو المنهج الجامعي.

ويتناول الجزء الأول جمع المعلومات والبيانات ومصادر ووسائل جمعها وطرائق تفريغها وتصنيفها ومراجعتها ووضعها في جداول تكرارية كما يتضمن طريقة تمثيل هذه البيانات بالرسوم البيانية. وبعد ذلك يتناول هذا الجزء المتوسطات الحسابية ومقاييس التشنت والمعايير الخاصة بالدرجة المعيارية والمثين.

أما الجزء الثالث فيتناول معاملات الارتباط المتعلقة بمشاكل حساب الارتباط بين متغيرات كمية أو متغيرات كيفية أو هما معاً. ثم يعرض هذا الجزء لمقاييس الدلالة الإحصائية والتوزيع الاعتدالي وتعديل هذا التوزيم.

أما المجزء الثالث فيتناول معاملات الارتباط المتعلقة بمشاكل البحوث والتي تعاون الباحث في عزل المتغيرات وإبطال تأثيرها على النتائج كما تتضمن حساب الدلالة لأكثر من متغيرين أو حساب الدلالة للتوزيعات غير الاعتدالية كما يهتم بحساب دلالة النتائج التي تكون على شكل نسب مثوية . وأخيراً يهتم بعرض طرق التحليل العاملي .

هذا بالنسبة للإحصاء وقواعدها وخطوات حلها والتماريس المتعلقة عن بذلك. ولقد أردنا لهذه الطبعة من الكتاب (الثانية) أن تكون مختلفة عن الطبعة السابقة فأفردنا فيها عرضاً لبحوث تطبيقية استخدمت فيها الإحصاء بهدف إعداد معايير لمجموعة من اختبارات القدرات واختبارات الشخصية. وهذا ما سيجده القارىء في الأجزاء الأخيسرة من السكتاب مثل اختبارات الإيصار والتآزر والقوة العقليسة في بحث والحد الأدنى السلازم للأداء والمعاييس التاثية لاختبارات السائقيس: وبحث والمعاييس التائية لاختبار الشائقية لأغتبار الشائقية على البيئة المحلية.

والله الموفق.

البؤلف



# الجشرةُ الأولس. متبادئ الابضت،

# أولاً جمع المعلومات وتصنيفها وتوضيحها بالرسم

#### تعريف بالإحصاء

إذا عرفنا والإحصاء بأنها القيمة أو السدرجة التي تعبر عن النتيجة النهائية للعمليات الرياضية التي تمثل المينة أو المجتمع الأصلي فلا بد أن نشير إلى وجود ثلاثة تطورات في تاريخ الإحصاء تستحق اللكر، الأول نظرية أخطاء القياس لجالتون . Galton F وآخرين عن تطبيق المفاهيم الإحصائية في العلوم البيولوجية، والثاني ما قلمه فيشر Fisher من صياغات وابتكارات نظرية، وأخيراً الكمبيوتر اللي أدى إلى تسهيل إجراء العمليات المحقدة.

والأصل في كلمة الإحصاء أنها مشتقة من اللفظ اللاتيني دستاتوس، أو دستاتو، والذي يستعمل بمعنى الدولة كما يستعمل أيضاً ليشير للمعلومات المتصلة بنظام الدولة ومؤسساتهما وأجهزتها المختلفة وأحوالها. ولذلك أطلق على الإحصاء اسم دستاتستيسك Statistic ليدل على مجموعة المعلومات الخاصة بالدولة في وقت من الأوقات ثم انتهى به الأمرليدل حتى الآن على معانى عدة منها:

١ ـ جمع المعلومات التي تبين الأحوال والظروف في البلاد مثل.

أ \_ عدد المواليد والوفيات .

- ب ـ عدد الأذكياء وعدد الأغبياء كما تكشف عنهم اختبارات اللكاء.
   ج ـ المحاصيل الزراعية والفواكه.
  - د عدد المتفوقين وعدد المتأخرين دراسياً.
    - هـ ـ التجارة الداخلية والخارجية.
  - و .. جدد المرضى النفسيين وعدد الأسوياء في مجتمع ما.
    - ز \_ عدد المتعلمين وغير المتعلمين (الأميين).
    - ح ـ عدد المقبولين بناءاً على الاختيار المهني.
- ٢ ويعني بالإحصاء إلى جانب ما سبق أنه فرع من فروع العلم له أسلوبه
   وطريقته وموضوعات البحث الخاصة به.

#### قوائد الإحصاء

وعلى هذا الأساس يقع على عاتق علم الأحصاء دراسة جميع نواحي الحياة في المجتمع. وبتوفر المعلمومات والبيانات الإحصائية المختلفة والمناسبة يستطيع الباحثون والمسؤولون:

- ١ ـ تفهم ومعرفة حالة البلاد بيسر وبسهولة .
- ٢ ـ تحديد احتياجات السكان من الغذاء والمساكن والمدارس والمصانع والوظائف.
- ٣ ـ الكشف عن النقط الضعيفة في التعليم أو الحالة الاقتصادية أو الخطوات
   التي تتبع في تربية الصغار وتعليمهم أو في محو أمية الكبار.
- ٤ تتمكن الدولة على أساس مثل هذه المعلومات من اتخاذ الإجراءات الكفيلة بتلافي أو إزالة أسباب الضعف أو تحسين الإحوال في الزمن المناسب.
- ٥ تمكن الباحث في مجال علم النفس من التنبؤ بالسلوك من خلال ما يجري

من معالجات إحصائية للبيانات التي تم جمعها عن أفراد عينة البحث.

ونتيجة لكل ذلك نشأت النظم الإحصائية مع نشوء الدولة ووجودها على وجه الأرض. فمن أبسط الأمور مثلاً أن أي حكومة في أي زمن من الإزمان تحتاج إلى معوقة عدد القادرين من السكان على حمل السلاح وعلى دفع الضرائب التي تقرض عليهم وذلك لتتمكن من إدارة دفة البلاد. ولعلى أبسط الأمثلة التي تشير لأهمية الإحصاء كذلك ما قد يحدث في بعض البلاد الزراعية من نقص في أحد محاصيلها الزراعية وما يترتب على ذلك من نقص في المواد الغذائية أيضاً، ففي مثل هذه الحالة تتحرك أجهزة الإحصاء والباحثون في هذا المجال لمعرفة حالة المحصول في المناطق الأخرى لكي يمكن عمل الإجراءات والخطوات اللازمة لتزويد سكان المناطق المصابة أصاب المحصول. كذلك تهتم الدول المتقدمة بمعرفة خريسطة توزيح القدرات العقلية واللهنية بين أقراد شعبها ليتم من خلال هذا المسح العام توزيع التلاميذ والطلاب على التعليم المناسب لهم، وليتم أيضاً وضع كل طود في المهنة والعمل المناسب لقدراته ومواهه، ويتم تجنيد الشباب البالغين كل منهم في السلاح المناسب لقدراته ومواهه.

ويمكن أن ينطبق المثال السابق أيضاً على مشكلة الأمية. فلو حدث مثلاً إجراء تقييم لمرنامج محو الأمية في إحدى القرى (وهو ضمن برنامج شامل لكل قرى اللولة بالطبع) وأشارت المعلومات المجموعة على أن مدى التحسن في محو الأمية يتضاءل شهراً بعد شهر وبتحليل تلك المعلومات وجد أن نقص وسائل الإيضاح السمعية والبصرية هو السبب في ذلك فإنه يمكن على الفور الاستفادة من هذه التنبجة بتعميم الوسائل السمعية والبصرية في فصول التعليم في كل القرى وهكذا.

ومما سبق يتبيسن لنا بدون أدنى شك أن علسم الإحصاء قد نشأ ونما

وتوسعت صلاته بكل نواحي الحياة اليومية ليلبي متطلبات هذه الحياة من خلال إحصاء الدولة للبيانات الخاصة بالسكان وعدهم. وعلى مستوى الأفراد نجد في حياتنا اليومية أيضاً أن الفلاح والتاجر والصانع الحرفي يعتمد في نشاطه العملي اليومي على ملاحظاته الشخصية وعلى ما يسجله في كل لحظة ، أو من حين لحين في نوتة جيبه من معلومات في شكل أرقام، وإذا كان أمياً لا يعرف القراءة أو الكتابة فإنه يعتمد على ذاكرته المعقلية . ولكن بنشأة الصناعة والتجارة وتركزها في أماكن معينة لتخدم آلافاً من الناس لا أفراد صغيرة لا يمكن الاعتماد على هذه الوسائل البدائية التي يعتمد عليها الأفراد كالعامل والفلاح والتاجر. بل يتم إنشاء نظم للحسابات يتلوها إضافة الإحصاء إلى هذه النظم الحسابية . والإحصاء بهذه الصورة لا يحل محل الحسابات ولا يلغيها ولكنه يكملها فقط فوظيفة الحسابات القيام بحساب نتائج النشاط الاقتصادي كبيع السلع المختلفة .

#### قوائد الإحصاء: الأمية كمثال

ومن خلال كل ما سبق نستطيع القول بأنه يمكسن الاستفادة من الإحصاء في مجال الأمية كمثال وما يرتبط بها من مشكلات سكانية وذلك لأن الإحصاء (°).

١ - تفيد في تنظيم وتوضيح الوضع بالنسبة للأمية في جميع البلاد العربية قبل
 و بعد تنفيذ التوصيات الخاصة بمحو الأمية والصادرة عن المؤتمرات التي
 يعقدها المهتمون ببحثها ودراستها.

 <sup>(</sup>ه) عن محافرة القامة المؤلف في دورة الإحصاء التي عقدتها المنظمة المربية للملوم (جهاز محو الأمة) في نوفمبر ١٩٧٦ بمدينة بغداد عاصمة العراق للمسؤولين عن أجهزة محو الأمية في العالم المربي.

- ٢ ـ تفيد في توضيح ومقارنة نسبة الأمية في البلاد والدول المختلفة سواء أكان ذلك بشكل عام أو بشكل أكثر تخصصاً كان تتم المقارنة بين الذكور والأناث في كل بلد على حدة وفي كل بلد بالنسبة للبلاد الأخرى.
- ٣ ـ تفيد في عمل التقديرات الخاصة بعدد السكان في فترة زمنية لاحقة وذلك بالاعتماد على معدلات المواليد والوفيات واستخراج معدلات الزيادة السكانةي من ذلك. ومن خلال تلك التقديرات يمكس حساب نسبة الأميين إلى عدد السكان الذي تم الوصول إليه من هذه الدراسات الإحصائية.
- ٤ ـ لكي تتمكن الدولة من وضع الاحتياطات الكفيلة بمحو الأمة فإنه لا يتم لها ذلك بسهولة إلا من خلال معرفة أعداد الأميين في المناطق الجغرافية وذلك لتحديد مناطق انتشارهم لتخطيط وإعداد برامج محو الأمية ولا يتأتى ذلك كله إلا من خلال الإحصاء والمعالجات الإحصائية.
- و ـ باستخدام الأساليب الإحصائية في معالجة المعلومات التي تم جمعها
   عن السن التي يشملها الإلزام يمكن معرفة مدى التغير الذي حدث على
   مدى العمر الذي يشمله الإلزام في التعليم الابتدائي في مجموعة من
   الدول.
- ٣ ـ تساعد الإحصاء في معرفة الأسباب الشائعة والتي تتكرر مراراً وتقف وراء انتشار الأمية في البلاد.
- ٧ ـ باستخدام المعالجات الإحصائية للاستبيانات والإجابة عليها يتمكن الباحثون من تحليل ومعرفة مدى توفر السوسائل والمعينات البصريسة كالخوائط والمصورات في كتب محو الأمية ليمكن من خلال هذا التحليل معالجة النقص في هذه النواحي.

### ثانياً خطوات البحث الإحصائ*ى*

يمر البحث الإحصائي في عدد من الخطوات نجملها فيما يلي:

١ - تحديد المشكلة وحجمها.

٧ ـ تحديد البيانات الضرورية لإلقاء الضوء على طبيعة المشكلة.

٣ ـ وسائل جمع البيانات.

٤ \_ مصادر جمع البيانات.

العمليات القانونية لجمع البيانات.

٢ ـ دقة البيانات.

٧ - المراجعة الميدانية.

٨ ـ المراجعة المكتبية للبيانات.

#### ١ - تحديد المشكلة وأهميتها:

لا يجري بحث من البحوث لأي ظاهرة من الظواهر أو مشكلة من المشاكل إلا من خلال إحساس المسؤولين ، بل والباحثين أنفسهم بالآثار المادية والبشرية لهذه المشكلة التي تنتشر في أرجاء المجتمع . ويعني بلالك أنه كلما ازدادت المشكلة واستفحلت كلما شعر بها الناس وتحركت الأجهزة المعنية لدراستها .

ويأخذ مسار البحث تحديدان هما:

التحديد الأول: خاص بأهم مشاكل المجتمع التي يجب دراستها قبل غيرها ويتم ذلك عن طريق مقارنة المعلومات المتوفرة عن الخسائر التي تنتج عن كل مشكلة سواء كانت هذه الخسائر مادية أو بشريسة. ونوضح ذلك بالمثال التالي:

وطلب من أحد الباحثين أن يختار بين البدأ في دراسة ظاهرة رسوب التلاميذ في المرحلة الابتدائية ، أو في دراسة مشكلة العمال الصناعيين اللاين يقعون في الحوادث أي : سيكولوجية الحوادث . ولكي يختار بين أي من هاتين المشكلتين لدراستها ، يقوم أولاً بجمع البيانات والمعلومات الخاصة بالأموال التي تنفقها الدولة وتضيع هباءاً متثوراً في كل من هاتين الظاهرتين ، وعلد الأفراد والنسبة المثوية لللذين يعانون منهما ، وتأثير كل ذلك في نهاية الأمر على الدخل القومي . وعلى أساس ذلك يستطيع الباحث تحديد المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المثرية للأفراد الذين يقعون فيها المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المثرية للأفراد الذين يقعون فيها المشكلة التي يبدأ بدراستها حسب النسبة المثرية للأفراد الذين يقعون فيها المشكلة من تعليم وخلافه .

أما التحديد الثاني: فيتعلق بتحديد عناصر المشكلة قبل بحثها لكي يعفي الباحث نفسه من الوقوع في الخطأ ومن أهم الجوانب التي يجب على الباحث القيام بها في هذا الصدد تحديد المفاهيم والألفاظ العلمية التي سيتم تناولها في البحث لأن ذلك من شأنه أن يبلور جوانب المشكلة التي سيتم دراستها في ذهن الباحث، وبذلك لا يكون هناك اختلافاً بين هذا الباحث وأي باحث آخر بالنسبة لتعريف مفاهيم البحث. ويجب أن تكون صياغة مفاهيم البحث. ويجب أن تكون صياغة تسجيلها، والمثال على ذلك ما أجري في بحث: أوضاع الأمية في البلاد العربية واستراتيجية مكافحتها، حيث جاء في تعريف الأمي في الجمهورية العراقة بأنه:

كل عراقي تجاوز الخامسة عشر ولم يتعد الخامسة والأربعين من عمره ولم يكن منتظماً باية مدرسة ولم يصل إلى المستوى الوظيفي.

وعلى الرغم من وضوح التعريف السابق وضوحاً تاماً إلا أن البحث قد حلد أيضاً المقصود بالمستوى الوظيفي الوارد في هذا التعريف بأنه:

أ ـ القدرة على قراءة فقرة من مخطوط أو مطبوع بفهم.

ب \_ القدرة على كتابة قطعة إملاء كتابة صحيحة.

جـ \_ القدرة على التعبير الكتابي عن فكرة أو أكثر تعبيراً مفهوماً.

د \_ القدرة على قراءة الأعداد وكتابتها وإجراء العمليات الحسابية.

هـ \_ القدرة على تحسين عمله في مهنته.

و \_ القدرة على إدراك حقوقه وواجباته ليستطيع الإسهام في تطوير مجتمعه.

وبالإضافة لكل ما سبق فإن على الباحث في مجال محو الأميسة أن يضع تحديدات لعلاقة بحثه هذا بالنواحي الآتية:

١ \_ التعليم الابتدائي.

٢ \_ حجم السكان ,

٣ .. مناهج محو الأمية .

£ \_ وسائل الإعلام.

ه \_ المعلمون القائمون على محو الأمية. . . إلخ.

وبهذا يستطيغ الباحث في مجال الأمية أن يحدد الحالات التي يجب دراستها لتحقيق الغرض من بحثه بحيث يقتصر في دراسته تلك على الأميين الذين ينطبق عليهم التعريف السابق.

والمثال الآخر عند دراسة موضوع كاللكاء Intelligence فعند بحث هذا الموضوع لا بدمن القيام بتحديد المقصود باللكاء كأن يكون مثلاً القدرة على التعلم ، أو القدرة على إدراك العلاقات ، وتوضيح العوامل المرتبطة به من فطرة واكتساب أي العوامل الوراثية والبيئية . ويكون التحديد الإجرائي لمفوم الذكاء هو الأسلم للباحث وذلك بربط الذكاء بأداة قياسه فيعرف الذكاء بأنه: ما يقيسه اختبار الذكاء من نواحي كالمعلسومات والمفردات والمعتشابهات والفهم ورموز الأرقام والاستدلالي الحسابي وذلك حسب ما جاء في مقياس وكسلر بلفيو للذكاء .

#### ٢ ـ جمع البيانات الخاصة بالمشكلة:

بعد تحديد الباحث لمفاهيم البحث الأمر الذي أشرنا إليه فيما سبق يقوم بتحديد المعلومات والبيانات التي سيتم جمعها لمعرفة أبعاد المشكلة وإلقاء الضوء عليها.

وبالنسبة لمشكلة كالأمية فإن الباحث عليه أن يوفر البيانات الآتية ليستطيم دراسة هذه المشكلة:

- ١ .. بيانات عن تعريف الأمي في تشريعات محو الأمية .
- ٧ ـ بيانات عن سن الأمي كما حندت في تشريعات محو الأمية .
- ٣ ـ بيانات عن وضع وتوزيع الأمية في البلاد والدول التي سيشملها بحثه.
  - ٤ \_ بيانات عن نسب الأمية بين (اللكور والإناث في مناطق البحث).
    - ه \_ بيانات عن تعداد السكان التقديري.
- ٣ ـ بيانات عن أعداد الأطفال المقبولين في المدارس ونسبتهم إلى من في
   سن الإلزام.
  - ٧ ـ بيانات عن التسرب من التعليم الإلزامي.
  - بيانات عن التمويل وأوجه إنفاق الموازنة.
  - ٩ \_ بيانات عن الكتب الدراسية المستخدمة في محو الأمية.

وعن مشكلة أخرى كمشكلة العوامل النفسية المرتبطة بالوقوع في

#### الحوادث فإن على الباحث أن يوفر البيانات الآتية:

- ١ \_ بيانات عن الوقت الضائع نتيجة الحادثة.
- ٢ \_ بيانات عن أيام الغياب طوال وقت الإصابة .
- ٣ ـ بيانات عن الخسائر المادية التي لحقت بالآلات والمواد والتي كانت مستعملة وقت الحادث.
- ٤ بيانات عن التعويض المادي الذي يصرف للعامل من هيئة التأمينات
   الاجتماعية .
- و ـ بيانات عن نفقات التدريب المهني الذي يتم للعمال الجدد بدلاً من العمال المضابين.
- ٣- بيانات عن أسباب الحوادث تؤخذ من بطاقة تحليل الحادثة والتي يجريها مشرف الأمن الصناعي وهذه البيانات مثل: عدم الانتباه والسرحان ـ التحدث مع الزملاء ـ التعب والإجهاد شدة درجة الحرارة ـ الأتربة والغازات ـ نقص الخبرة والتدريب ـ نقص الاستعداد والقدرة.
- ٧ ـ بينات خاصة بالمتطلبات العقلية والذهنية الخاصة بالعمل والتي تستخرج من استمارة تحليل العمل لاستخدام هذه المتطلبات في اختيار عمال جدد مناسبين للعمل.

#### ٣ ـ وسائل جمع البيانات:

#### أ ــ استمارة البحث :

يقوم الباحث بجمع البيانات الضرورية للبحث بإعداد مجموعة من الاسئلة توضع فيما يسمى باستمارة البحث، وهي الوسيلة التي يتم من خلالها جمع هذه البيانات. وتعتمد هذه الوسيلة علىي قيام الباحث بالاتصال الشخصي بالمبحوثين من أفراد العينة أي إجراء مقابلة شخصية معهم يوجه إليهم فيها الاسئلة التي باستارة البحث، ويتولى بنفسه ملء البيانات من واقع

ما يدلى به المبحوث من إجابات على الأسئلة التي في الاستمارة المخصصة لذلك وقد يرسل الباحث في بعض الأحيـــان مندوبه للاتصال الشخصي بالمبحوثين.

ويلجأ الباحث عندما يتعدر الاتصال بالمبحوثين إلى أخد عينة من دليل التليفون وإرسال الاستمارة إليهم بالبريد ليتم جمع المعلومات عن طريت التسجيل المذاتي، وفيها يترك للمبحوث أن يكتب البيانات المخاصة به في اسمارة البحث.

وقد يقوم الباحث أيضاً بنشر داستمارة البحث، في مجلة من المجلات أو صحيفة من المجلات أو صحيفة من الصحف، وقد تعرض على المبحوث عن طريق التليفزيون (\*) أو السينما وبعد الإجابة على الأسئلة يقوم المبحوث بإرسال البيانات إلى عنوان الباحث أو المؤسسة التي تقوم بالبحث عن طريق البريد أو عن طريق مندوبين يمرون على الناس في منازلهم (\*\*)

وفي بعض الأحوال يمر الباحثون على منازل وبيوت المبحوثيين من أفراد المينة ويتركون لهم اسمارة البحث وبها التعليمات الخاصة بملء الاستمارة ليقوموا بأنفسهم بملئها ثم إرسالها بعد ذلك بالبريد إلى الجهة التي تقوم بإجراء البحث.

#### مزايا وعيوب الطرق السابقة:

وبطبيعة الحال فإن لكل طريقة من السطرق السابقة الخاصة بجمع البيانات مزايا وعيوب. فقيام الباحث بنفسه بتوجيه الاسئلة للمبحوث تمكنه

 <sup>(</sup>ج) كما يتحدث في الأستثناء الذي تجريه الإذاعة سنرياً للتعرف على رضات الجمهور وآرائهم بالنسبة لبرامجها.

<sup>(</sup>هه) كما يحدث في التعداد العام للسكان حيث يتم فيه حصر بيانات تستخدم في التخطيط لوضع حلول لمشاكل الجماهير.

من أن يوضح ما يريد المبحوث أن يستفسر ويسأل عنه. عندما يلتبس عليه الأمر بالنسبة لاحد الألفاظ أو لاحد العبارات، وبشرط أن لا يؤثر هذا التوضيح في المبحوث فيجعله يغير رأيه الأصلي. أما طريقة التسجيل الذاتي أي قيام المبحوث نفسه بالإجابة على أسئلة الاستمارة فهي تعتبر من الناحية الاقتصادية أقل نفقة من طريقة الاتصال الشخصي، كما أنها بالإضافة لذلك تعطي الفرصة للمبحوث بأن يقوم بالإجابة على الأسئلة بدقة تلغي تأثر المبحوث السلازم لذلك، وفي نفس السوقت فإن هذه السطريقة تلغي تأثر المبحوث بالباحث عند الإجابة على بعض الأسئلة الحساسة والتي تمس حياته الشخصية المخاصة، مثل إدمان المخدرات، أو العلاقات الأسرية أو المنواحي الجنسية. لكن من عيوب هذه الطريقة أن بعض المبحوثيين قد لا يجيبون على أسئلة الاستبيان أو يرسلون إجاباتهم إلا بعد انتهاء إجراء التحليلات الإحصائية للبحث مما يترتب عليه أن لا تكون لإجاباتهم أية قيمة ، هذا إلى جانب أن هذه الطريقة قد لا يمكن تعميمها في الدول التي تتشر فيها نسبة الأمية.

أما طريقة الاتصال الشخصي فهي إلى جانب ما سبق تمتاز بأنها تستخدم مع المتعلمين وغير المتعلمين لأن الباحث هو الذي يقوم بقراءة السؤال وما على المبحوث إلا أن يجيب على السؤال ويقوم الباحث مرة أخرى بتسجيل إجابة المبحوث كتابة، كما أن الباحث في هذه السطريقة يستطيع أن يسجل رأيه وانطباعاته وملاحظاته عن طريقة وأسلوب المبحوث في الإجابة ومدى تعاونه وإجابته على الأسئلة بجدية أم لا.

#### ب \_ الملاحظة :

تستخدم الملاحظة أيضاً في جمع المعلسومات والبيسانات الخاصة بالبحث ـ وتعتبر الملاحظة أول مرحلة من مراحل البحث الاحصائي وتتلخص الملاحظة في القيام بجمع المعلومات الإحصائية اللازمة لاتخاذ أي قرار. وتجري الملاحظة طوال الوقت أو عقب حدوث الظاهرة مثل تسجيل المواليد والوفيات والمزيجات وحالات المطلاق ولكمي يكون تسجيل الملاحظات مضبوطاً ودقيقاً يجب أن تتوفر مجموعة من الشروط مثل:

١ \_ يجب أن يتم التسجيل في الوقت المناسب فيسجل الحدث أو الظاهرة التي حدثت فور حدوثها حتى لا يمر وقت طويل بين وقوع الظاهرة وبين تسجيل الملاحظة الخصة بها إذ يترتب على عدم توفر هذا الشرط تسجيل ملاحظات غير دقيقة .

 ٢ ـ يجب إلزام الأفراد الذين تتوفر لديهم البيانات أو تحدث بينهم الظاهرة بتسجيل هذه البيانات فمثلاً يجب على الأباء أن يقوموا بتسجيل مواليدهم الجدد فور حدوث ذلك.

٣ ـ يجب توفر مراكز تسجيل هذه الأحداث في جميع أرجاء البلاد لتوفير
 وتسهيل عملية التسجيل على المواطنين .

وهناك نوحان من الملاحظة: الملاحظة المقصودة العلمية والملاحظة غير المقصودة الطارثة أو العابرة وأوجه الاختلاف بين هذين النوعين من الملاحظة يتمثل فيما يلى:

١ - تستخدم في الملاحظة العلمية المقصودة الإجهزة والأدوات العلميسة كتلك التي تستخدم في ملاحظة سلوك الأطفال أو في تقييم برامج محو الأمية. والجهاز المستخدم في الملاحظة وشائع في مثل هذه الحالة هو الشاشة ذات الوجه الواحد هذا في حين أن الملاحظة غير المقصودة لا تستخدم فيها أجهزة أو أدوات.

٢ ـ في الملاحظة العلميــة يحلد الباحث هدفه منذ البدايــة ويحلد أيضاً

البيانات والمعلومات التي يرغب في القيام بجمعها أما في الملاحظة غير المقصودة فهي تكون ملاحظة عابرة.

٣ ـ تسير الملاحظة العلمية على مدى خطوات محددة ومعروفة منذ البداية
 تتضمن جمع دقائق وتفاصيل الحدث.

يقوم الباحث في الملاحظة العلمية \_ كما سبق أن بينا \_ بتدوين ملاحظاته
 أولاً بأول حتى لا تتأثر البيانات بعامل النسيان .

ويضاف لهذين النوعين من الملاحظة (المقصودة أي العلمية وغير المقصودة أي العابرة) نوع ثالث من الملاحظة يستخدم في جمع البيانات تسمى بالملاحظة الميدانية وهي الملاحظة التي يستخدمها الباحث لمعرفة تقالد وقيم وعادات وطرق التربية في الأسر المختلفة، حيث ينتقل الباحث بنفسه إلى هذه الأسر ويقوم بتسجيل ملاحظاته في البيئة نفسها.

والباحث في دراسته الميدانية يعتمد على الملاحظة أي ملاحظة سلوك الأفراد أو الجماعة التي يقوم بدراستها في المجال المذي يميش فيه هؤلاء الأفراد أو تلك الجاعة. والباحث في هذه الحالة قد يستخدم ميزاناً لتقدير Rating Scale ملاحظاته Observations . فإذا أراد مثلاً دراسة السلسوك المدواني لذي مجموعة من الأطفال فإنه يستخدم الميزان الآتي:

التعليمات: ضع علامة / تحت الصفة التي ترى أنها تنطبق علس الطفار:



وهو يستطيع من خلال هذا الميسزان أن يحول الأوصاف اللفظيسة (ليست عندهم استجابات عدوانية عدوانيون شديدوا العدوان) إلى أرقام وقيم كمية (١-٢ ٣) يمكن إخضاعها للمعالجات والتحليلات الإحصائية.

#### جـ الوسائل الموضوعية:

كاختبارات الذكاء والشخصية وليس مجال الكلام عنها هنا.

#### \$ \_ مصادر جمع البيانات:

يتفق جميع الباحثون والإحصائيون على أن هناك مصدران أساسيان يستخدمان في جمع البيانات الخاصة بأي بحث من البحوث وهما:

١٠ المصدر التاريخي.

ب ـ المصدر الميداني.

#### أ- المصدر التاريخي:

وتنقسم المصادر التاريخية إلى قسمين القسم الأول يطلق عليه اسم المصادر الأولية، والقسم الثاني يطلق عليه اسم المصادر الثانوية، وتتمثل المصادر الأولية في المصادر التي تقوم بنشرها نفس الهيئة التي قامت بجمع البيانات وأشرفت على هذا الجمع. أما المصادر الثانية فهي نفس البيانات السابقة المجموعة عن المصادر الأولية لكن قامت بعرضها هيئة أخرى غير التي قامت بجمعها، وكأن يتم كذلك عرض هذه البيانات في أحد الكتب أو المؤلفات العلمية أو المجلات أو الدوريات أو الاستشهاد بها في الأبحاث.

#### ب - المصدر الميداني :

ويقوم فيه الباحث بإجراء بحثه في الميدان الذي تتم فيه الـظاهرة أو الــذي يحدث فيـه الحدث، ويلجأ الباحث لذلك عندما لا تفيــد المصادر التاريخية في الحصول على البيانات الخاصة بموضوع البحث أو حين لا تكفى هذه البيانات بالغرض الذي يهدف إليه البحث.

ه .. الشروط الواجب مراعاتها في جمع البيانات:

يراعى في جمع البيانات عنة شروط منها:

#### أ - دقة جمع البيانات:

- ١ ـ يجب على الباحث أن يتأكد من أن العينة التي تم جعم البيانات عنها قد
   تم اختيارها طبقاً للشروط والقواعد المعمول بها في اختيار العينات.
- ل على الباحث أيضاً أن يتأكد من دقة عملية المراجعة التي أجراها المختصون على المعلومات التي تم جمعها وخاصة ما يتعلق بالجدولة والطبع وحمل الرموز اللازمة.
- " تأكد الباحث من توفر شروط إعداد الاستمارة ومن صحة صياغة الأسئلة
   الموجهة للمحدثين
  - إلتأكد من عدم تحيز الأسئلة.
  - ه .. التأكد من تدريب جامعي البيانات تدريباً كافياً .
- عند استخدام المصادر الثانوية يجب التأكد من مطابقتها للمصادر الأولية
   وعدم وجود أخطاء أو تغيير بها.

#### ب ـ مراجعة البيانات:

لكي يتوفر إجراء البحث في ظروف سليمة ومضبوطة وعلمية لا بد من الثيام بعمل مراجعة للبيانات التي تم جمعها. ويتم ذلك على النحو الآتي: 
١ ـ تتم مراجعة الإجابات الخاصة بالمبحوثين وذلك لاستكمال الاجابات

- على الأمثلة التي نسي المبحوث الإجابة عليها وذلك بإعادة الاستمارة إليه لملئها مرة ثانية.
- لا ـ اكتشاف ما في البيسانات من أخطاء غيسر متعملة مثل عمر المفحوص
   والذي يتم معرفة صحته بطرح تاريخ الميلاد من تاريخ الاختبار.
- عمل الإجراءات أو العمليات الحسابية المطلوبة والتي لا يمكن تكليف المبحوث القيام بها.
- ٤ ـ قد يؤجل الباحث القيام بملأ بعض البيانات أمام عينة البحث ولذلك لا بد من مراجعة الاستمارة لكتابة مثل هذه البيانات وذلك لرسهل عمل جداول معالجة بيانات البحث.
- و إذا كان سيتم معالجة البيانات عن طريق الحاسب الالكتروني فإنه يلزم
   عمل الإجراءات التي تسبق مثل هذه المعالجات فتراجع الاستمارة
   لإعطاء بياناتها المختلفة الرموز والعلامات الخاصة بذلك ليسهل على
   معدى برامج الكمبيوتر عمل التثقيب اللازم للكروت.

#### ٦ ـ هيئة البحث:

كلما استند الباحث في اختياره لمينة بحثه على الأسس العلمية السليمة في اختيار العينات كلما توصل لنتائج موضوعية تعكس بصورة واقعية المشكلة موضوع البحث وتشخص أبعادها تشخيصاً دقيقاً بحيث يمكن تقديم الحلول المفيدة. وبعورة عامه فإنه يقصد بالأساس العلمي أن تكون البعينة التي سيتم إجراء البحث عليها مراعياً فيها خصائص المجتمع الأصلعي وبالنسب المتمارف عليها فيما يتعلق بكل خاصية من هذه الخصائص: كالسن بفئاته المختلفة، والجنس (ذكور - إناث)، ودرجة التعليم من أمي حتى التعليم العالي، والريف والحضر والأماكن الغريبة والأماكن البعيلة،

٧ - استخدام الاستبيانات كأداة أساسية لجمع البيانات والمعلومات.

## أ-تصميم الاستبيان:

بعد أن يقوم الباحث بتحديد مضاهيم بحث و بتحديد البيانات والمعلومات التي ستتضمنها دراسته يعمل على إعداد استبيان يتكون من مجموعة من الأسئلة تدور حول هذه البيانات والمعلومات (كالعمر ودرجة التعليم والمستوى الاقتصادي الاجتماعي والحالة الزواجية والمسكن والملبس وأسباب الحوادث وأسباب الأمراض النفسية . . . إلخ) ويوجه هذه الأسئلة لأفراد عيته من المبحوثين .

وعملية القيام بتصميم الاستبيان تتطلب من القائم به دراية وخبرة بالعلوم التي تهتم بدراسة سلوك الإنسان كالتفكير والانفعال والاتجاهات والميول وهده العلوم هي: علم النفس وعلم الاجتماع وعلم النفس الاجتماعي والقياس النفسي... إلىخ وبالإضافة لدراسته لتلك العلوم السابقة لا بدأن يتدرب في أحد الهيئات العلمية المعترف بها على القيام بإعداد وتصميم الاستبيان.

وفي إعداد الباحث للاستبيان لا بدأن يضع في اعتباره أن تكون صورة الاستبيان صادقة حتى تثير اهتمام المبحوث وتجذبه لماء البيانات مما يترتب على ذلك في نهاية الأمر تيسير مهمة الباحث نفسه. ويلجأ كثير من الباحثين إلى أن يرفقوا بالاستبيان قائمة بها تعليمات الاستبيان وتعريفاً بالموضوعات والمفاهيم التي تساعد الباحث والمبحوثين في نفس الوقت إلى ملء الاستمارة ملئاً صحيحاً دقيقاً. وقد تتضمن القائمة إلى جانب ما سبق ما ياتي من نواحى:

- ١ ـ الغرض من البحث .
- ٢ ـ الجوانب والموضوعات التي تتناولها الأسئلة.

- ٣ ـ الأفراد القائمون بجمع البيانات.
- ٤ الباحثون المحللون لنتائج البحث.
  - تاريخ وفترة جمع البيانات.
- ب النواحي التي تراحى في تصميم الاستبيان.

## ١ ـ السهولة وحدم الغموض:

أي يجب أن تكون الألفاظ والكلمات والعبارات أو الجمل الموجودة في السؤال بسيطة وسهلة ومعروفة وليست غريبة أو غامضة بالنسبة للأفراد الذين يطبق عليهم البحث. وعلى سبيل المثال لا يجب أن تشتمل أسئلة الاستبيان الذي يطبق على مبحوثين يعيشون في المدينة على ألفاظ وكلمات شائعة في الريف كما أنه لا يجب كذلك أن تتضمن أسئلة الاستبيان الذي يطبق على مبحوثين يعيشون في الريف على كلمات وألفاظ شائعة في المدينة.

ومن الأسئلة الغامضة سؤال الباحث لأفراد عينة البحث عن رأيهم في وصول الأمريكان للمريخ؟ فإن الباحث في هذه الحالة سوف يجد في إجابات الأفراد عندتفريغه لها أن الإجابات ستكون عامة وعلى النحو الآتى:

هاثل - رائع - جميل - عظيم - أحمد أحمداث التماريخ - اختراع من الاختراعات العلمية - تقدم علمي - نصر للأمريكان والمعسكر الغربي .

أما لو قدم الباحث وصاغ السؤال بصياغة محددة كأن يكون السؤال السابق على النحو الآتي:

«إن وصول الأمريكان للمريخ قد قلل من احتمال قيام الحرب ـ ما
 رأيك في هذا؟».

أجب على السؤال السابق بوضع علامة /ع صح أمام أحد العبارات الآتية التي تعبر عن رأيك؟

(أ) موافق

(ب) غير موافق

(ج) محايد ( )

## ٢ ـ عدم التحيز :

أي يجب أن لا تتضمن أسئلة البحث عبارات أو ألفاظ من شأنها أن تجعل المجيب على السؤال متحيزاً عند إجابته عليها. كالسؤال الموجم للطلبة عن رأيهم في الامتحانات وإلغاء هذه الامتحانات وكالسؤال الموجم للمسلمين عن رأيهم في الإسلام والإجابة على السؤالين معروفة مسبقاً.

# ٣ ـ تجنب الأسئلة التي تؤدي للإيحاء:

وهي الأسئلة التي تتضمن في نفس الوقت الإجابـة عليهـا كأن يوجـه للمبحوثين السؤال الآتي :

ههل تريد العمل في العراق وهي البلد الشقيق؟،.

أو دهل تغيبت عن العمل بسبب ذهابك للطبيب؟،.

ويلاحظ على السؤالين السابقين أنهما لم يتيحا للمبحوث سوى احتمال واحد للإجابة أي الإيحاء إليه بإجابة معينة وصين الأفضل أن تتعمد الاحتمالات لكي تتعدد بالتالي الإجابات. كذلك من المحتمل أن يتدخل الإيحاء في الاستلة إذا وجهت للمبحوثين في فترة معينة من الزمن تكثر فيها حوادث الطائرات وكثرة عدد الموتى في هذه الحوادث فيوجه السؤال الآتي في الاستبيان:

وما رأيك في السفر بالطائرات؟ ١.

## ٤ \_ تجنب توجيه الأسئلة الحساسة التي تمس الحياة الخاصة للفرد:

وهمي تلك الأسئلة النمي تنخل في صميم العلاقمات الشخصية والاجتماعية للمبحوثين وتعتبر تلخلاً أو تطفلاً على هذه العلاقمات. وهمذه الأسئلة تتناول النواحي الآتية:

العلاقات الجنسية \_ العلاقات النسمائية \_ تعاطمي المخمدرات أو المسكرات \_ الأجور واللخل.

ويمكن للباحث إعداد أسئلته بطريقة غير مباشرة لكي يستمطيع المفحوص الإجابة عليها دون تكليف أو إحراج. كما يمكن أن يوجه أسئلته للمبحوث بعد أن تتم الألفة بينهما.

وإلى جانب النواحي السابقة هناك جوانب أخرى يجب أن تراعى عند عمل الاستبيان مثل: أن تكون أسئلة الاستبيان هي تلك الأسئلة الضرورية ويجب تجنب وجود أسئلة لا لزوم لها.

## جـ مراجعة الاستبيان قبل التطبيق:

يراعى قبل الاستخدام النهائي للاستبيان ما يلي:

- ١ ـ مراجعة أسئلة الاستبيان قبل تطبيقها بإجرائها على مجموصة من المبحوثين تتفق في خصائصها ومواصفاتها مع أفراد البحث النهائي وذلك للتأكد من مناسبة الأسئلة واحتمال القيام بحذف أو إضافة أو توضيح بعض الأسئلة بعدهاده المراجعة.
- ٢ ـ مراجعة دراسة الباحثين للاستبيان دراسة شاملة بحيث يكونوا عارفين
   معرفة تامة بالتعليمات التفصيلية.
- ٣ ـ يجب على الباحثين أن يراجعوا صحة تسجيل البيانات في الإستبيان
   وذلك من ناحية شمول التسجيل لجميع البيانات المطلوبة ومن ناحية

اكتمال ملء بطاقة الاستبيان والصفحة الحسابية للتسجيل.

عد مراجعة الاستيان لا يعرض تصحيح الأخطاء المكتشفة بتصحيح ما هو واضح أنه خطأ أو بواسطة إعادة التسجيل. ويتين الخطأ عندما يكون أحد المبحوثين قد أجاب على السؤال الخاص بالحالة الزواجية في الخانة الخاصة بالعمر. أو عندما تكون وظيفة المبحوث مدرساً أو مهندساً ونجده قد وضع في خانة السن (۵) سنوات فقط ومن الواضح أن الرقم الصحيح هو (۵۰) عاماً وأن المبحوث قد نسي وضع الصفر. ومن الواضح أنه يترتب على عدم مراجعة الاستبيان إلى زيادة أو نقص المعلومات المسجلة على حد سواء.

## د ـ تفريغ البيانات:

لا يمكن للباحث أو الدارس أن يفهم شيئاً من الاستبيانات قبل تغريفها لأنه بدون ذلك لن يتسنى له دراستها أو استخلاص النتائج أو تحليلها بالطرق الإحصائية المعروفة، وتفسيرها من خلال الدراسات الاجتماعية والاقتصادية والنفسية.

ولذلك فلا بد من أن يقوم الباحث بتجميع هذه البيانات المتناشرة المختلفة في شكل كلي متكامل بحيث يستطيع الباحث بمجرد النظر إليها استخلاص الحقائق التي يهدف إليها أساساً من إجراء البحث.

ويقوم الباحثون عادة بعد مراجعتهم للاستمارة من جميع الزوايا وتأكدهم من صحة ما جاء بها بتفريغ المعلومات الموجودة في الاستبيانات في جداول التفريغ الخاصة بذلك.

مثال: تضمنت أحد أسئلة استبيان من الاستبيانات هذا السؤال:

وكم علد الأميين في القرية؟]

وتم توجيه هذا السؤال للمسؤولين في ٩٥ قرية من قرى مصر فكانت الإجابة على هذا السؤال في كل القرى هي تلك الأرقام:

Y + E	YVY	7.7	040	144
<b>YV</b> +	١٨٣	174	Y00	799
£1V	4.4	YVA	***	١٨٨
717	178	400	144	714
1773	104	747	*1	AFY
YV1	17	TVo	771	44
4.0	784	787	777	1 . 54
747	100	٥٤	***	٧٧ø
717	177	174	**1	. 101
444	777	110	***	AV
***	44	01	1	*.
104	144	171	717	144
٨٥	*1.	174	184	147
11.	71.	314	1/1	***
***	777	101	YOA	££Y
0.4	127	Y11	1444	774
111	441	174	737	171
01.	771	404	440	4 . 1
70.	***	Y • Y	11	YVA

وواضح أنه على الرغم من قيام الباحث بتفريغ هذه البيانـات من الاستبيان إلا أنه لا يكتمل فهم هذه الأرقام إلا بتجميعها ووضعها في جداول على شكل مجموعات وذلك على النحو الآتي:

عدد القرى (التكرارات)	فثات عدد الأميين
1	١٠٠ فما أقل
77	من ۱۰۱ - ۲۰۰
٤٠	من ۲۰۱ نه ۳۰۰
A	من ۳۰۱ ۵۰۰
1	من ۱۰۹ ـ ۱۰۹
٨	٥٠١ فما فوق
40	المجموع

# ثالثاً القيم وأنواعها

والباحث على النحو اللي رأيناه في الملاحظة (أرجم للملاحظة كوسيلة من وسائل جمع البيانات) يعطى لكل صفة من الصفات درجة من الدرجات فوجدناه يعطى لشدة العدوان ثلاث درجات، وللعدوان درجتان، وعدم وجود المدوان درجة واحدة، وهذه الدرجات في حد ذاتها تعتبر قيماً Values تخضم للممالجة الإحصائية.

كما أن الباحث في الدراسات الميدانية أي الدراسات التي يعتمد فيها على مصادر ميدانية قد يستخدم أحد مقاييس المدكاء لو كان بعسدد دراسة الفروق في مستوى الذكاء بين البنين والبنات مشلاً، أو قد يستخدم أحد الاختبارات التي تقيس سمات الشخصية مثل القلق Anxiety أو الاكتشاب بالتوافق المهني في الصناعة. والباحث في كل هذه الأحوال يحصل على درجات كمية Quantative Score بالنسبة لكل فرد من الأفراد هي بمثابة درجات خام Raw score لأنها لم تخضع للتحليل الإحصائي Statistical بعد، والذي سيتين في الأجزاء القادمة من الكتاب، ففي حالة استخدام احتبار المذكاء يحصل الفرد على درجة تسمى نسبة المذكاء استخدام احتبار المذكاء يحصل الفرد على درجة تسمى نسبة المذكاء خام كما أسلفنا.

#### ١ ـ القيم المتصلة:

وتسمى مثل هذه الدرجات التي تم الحصول عليها بالقيم أو الذرجات المتصلة .Continuous V أي الدرجات التي لا يوجد فاصل حاد بينها وبين بعضها البعض ، فلو طبقنا اختباراً على شخصين حصل أحدهما على ٥٠ درجة والثاني على ٥٥ درجة فإننا تتوقع أن يكلون هناك اتصال بين الدرجتين على النحو الآتى :

### (00) -01-07-01 (00).

وليس ذلك فقط بل إننا نتوقع آيضاً أن يكون هناك اتصالاً بين كل درجة والمدرجات الست الأخرى في المثال السابق فين ١٥٥، ٥١ يوجد ١٥٥، ١٠ ، ٢٥٥، ٣ ، ١٥٠ حتى ١٥٠ و هكذا يتضح لنا الاتصال على النحو السابق بين كل درجة والأخرى . ونجد مثل هذا الاتصال ، بشكل أدق لو أردنا قياس السمات الفسيولوجية الإبسان كالطول والوزن ودرجة الإبسار، والسرعة في الجري . . . إلخ .

## ٢ ـ القيم المنفصلة:

إلا أنه ينبغي أن نعلم أن دراسة الظواهر المتعلقة بالإنسان وبظروفه الاقتصادية والاجتماعية والنفسية لا تتضمن باستمرار هذا البعد المتصل والاقتصادية والاجتماعية والنفسية لا تتضمن باستمرار هذا البعد المتصل معمن قياسها قياساً كمياً على النحو السابق ونطلق على هذه النواحي أو المجوانب بالقيم المنفصلة . Discrete V أي أن كل جانب قائم بنفسه وبذاته ليس له صلة بباقي الجوانب أو النواحي . فإذا أراد باحث معرفة كل من الحالة التعليمية وتقديرات الكفاءة في العمل والحالة الاجتماعية لمجموعة من العمال يقوم بدراستهم نفسياً أو اجتماعياً فإنه يجد توزيع هذه الجوانب على النحو التالى:

وفي الكفاءة في العمل يجد	ففي الحالة التعليمية يجد هناك
التقديرات:	هذه القيم:
ممتاز جید جداً جید متوسط اقل من المتوسط ضعیف	<ul> <li>١ - أمي: لا يقرأ ولا يكتب</li> <li>٢ - يقرأ ويكتب</li> <li>٣ - إبتدائية</li> <li>٤ - إعدادية</li> <li>٥ - ثانوية</li> <li>٢ - جامعية</li> <li>٧ - شهادات عليا</li> </ul>

وليس ذلك فقط بالنسبة للحالة التعليمية والكفاءة في العمل بل فإنه يجد في بعض الفئات فئات أخرى ففي الثانوي يجد ثانوية عامة وثانوية صناعية وثانوية تجارية. وكما هو واضع يوجد عدم اتصال بين كل فئة أخرى فلا يوجد بين الأمي والذي يقرأ ويكتب نصف أمي أو يقرأ ويكتب نص نص وهكذا. . .

كما أنه في مثال الحالة الاجتماعية نجد هذه الفئات:

١ - أعزب.

٢ ـ متزوج.

٣ \_ مطلق .

٤ \_ أرمل .

ويتضح لنا في ذلك المثال أيضاً الانفصال التام بين كل فئة والأخرى.

والخلاصة أن الباحث في مجال دراسته يجد نفسه بصدد نوعين من القيم: قيم متصلة وقيم منفصلة.

## التوزيع التكراري

١ - توزيع القيم توزيعاً تكرارياً: يعتبر التوزيع التكراري Frequency وسيلة لتجميع الدرجات المتقاربة في فشات أو تصنيفها في أقسام والتوزيع التكراري على هذا النحو يعطى صورة عن توزيع الصفة أو الظاهرة التي يقوم الباحث بدراستها والخصائص المختلفة التي تتميز بها.

ويوضح المثال الآتي هذا الكلام: قام باحث بدراسة للكشف عن القدرة على التذكر Remember لدى مجموعة من الأطفال عددهم خمسون طفلاً وكانت درجاتهم على النحو الآتي:

14	10	11	٧.	A
7	٣	4	1+	11
٨	1.4	14	۲.	٦
17	٧.	17	10	10
11	11	4	17	1 8
Y1	11	٠	A	١٢
10	1.	1 £	11	14
صفر	4	7	14	صفر
14	17	17	17	۵
٧	11	17	١.	11

والدرجات السابقة بصورتها تلك لا تصلح في تفسير أو دراسة موضوع التذكر، لدى الأطفال على النحو السابق أو في معرفة مدى ملائمة اختسار التذكر الذي استخدمه الباحث لمستوى أعمار الأطفال.

٢ \_ المجدول التكراري: ولهذا يلجأ الباحث إلى وضع هذه التيم في

جدول تكراري يتضمن عدة فئات كل فئة تحوي الدرجات المتقاربة في قيمها. ويشبه الجدول التكراري الفراز الذي يقوم بوضع البرتقال في عدة صناديق حسب حجم البرتقال فيضم مشلاً البرتقال الصخير الحجم في الصندوق الأول والبرتقال المتوسط الحجم في الصندوق الثاني والبرتقال الكبير الحجم في الصندوق الثائل وهكذا. ويتضمن الجلول التكراري ثلاثة أعمدة: العمود الأول خاص بالفئات، والعمود الثاني خاص بالعلامات، والعمود الثالث خاص بالتكرارات. وتتضمن الفئة حدين: الحد الأعلى للفئة والحد الأدنى للفئة ويطلق على الفرق بينهما بمدى الفئة أي المسافة أو البعد Distance بين بداية ونهاية الفئة ومدى الفئة (أو طول الفئة).

مدى الفئة = الحد الأعلى للفئة \_ الحد الأدنى للفئة + ١

أو هي الفرق بين الحد الأدني للفئة والحد الأدني للفئة التي تليها.

ونستطيع وضع الدرجات السابقة في جدول تكراري على هذا النحو متضمناً في أعمدته الثلاث: الفئات والعلامات والتكرارات:

التكرار (ك)	العلامات	الفئات
۲	11	صفر ـ ١
۲	//	٣٢
۲	//	· 0 \$
٥	1///	,V_3
7	M	۹_٨
٦	IM	1 - 1 -
٦	1441	14-14
٧	11144	10_18
٧	11144	17-17
	1111	14-14
· <b>Y</b>	//	Y1-Y•
٥٠	لتكرارات مجـك)	مجموع

ويلاحظ أن الباحث في إعداده للجدول التكراري عند استخدامه في توزيع الدرجات يتبع الخطوات الآتية :

١ ـ قام بتحديد أعلى قيمة وأدنى قيمة وأعلى قيمة في المشال السباق
 (٢١) . . . وأدنى قيمة (صفراً) .

٢ ـ قام بعد ذلك بتصنيف الدرجات في مجموعة من الفئات كل فئة تشتمل
 على عدد من الدرجات المتقاربة في القيمة مع بعضها البعض.

٣ ـ قام في كل فئة بتحديد عدد الأطفال الذين يحصلون على درجات في
 اختبار التذكر على النحو الآتى:

كم طفل يحصل على درجة ما بين صفر ـ ١ فئة أولى.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢ - ٣ فئة ثانية.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٤ - ٥ فئة ثانية.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ - ٧ فئة ثانية.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١ - ١ فئة ضامسة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٠ - ١١ فئة سادسة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٢ - ١٣ فئة ثامنة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٢ - ١٧ فئة تاسعة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٢ - ١٧ فئة أحدى عشرة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ١٣ - ١٧ فئة أحدى عشرة.
كم طفل يحصل على درجة ما بين ٢٠ - ٢١ فئة أثني عشرة.

مثلاً: الحد الأول من الفئة الأولى يبدأ من صفر وينتهي عند ١ واحد. ويمثل الجدول الآتي الحدود العليا والحدود الدنيا للفئات:

ت	ن	
حدود عليا	حدود دنیا	
1	صفر	صفر ــ
٣	٧	- Y
٥		- £
٧	7	-7
4	٨	-^
11	1.	-1.
14.	14	-17
10	18	-18
17	17	-17
14	14	- ۱۸
٧١.	٧٠	- Y ·

٤ ـ عند تحديد عدد الأطفال في كل فئة يقوم الباحث بوضع علامة (/) لتعبر عن عدد الأطفال ، وكل علامة تشير لطفل واحد وعندما يصل عدد العلامات إلى أربعة كالآتي: //// ويضاف إليها علامة خامسة فإنها توضع على الأربع علامات على النحو الآتي: ////. وتسمى هذه المجموعة من العلامات بالحزمة وتشير إلى مجموعة من الأفراد عددهم خمسة . ويلجأ الباحث لذلك تسهيلاً لعملية العد للتكرارات في النهاية ومنعاً للوقوع في الخطأ.

 و يقوم الباحث بعد ذلك بترجمة هذه العلامات والحزم إلى أرقام لتوضع في العمود الأخير من الجدول التكراري وهو عمود التكرارات.

٩ ـ يتم جمع كل التكرارات الموجودة أمام الفئات ويجب أن يكون

مجموع التكرارات مساوياً لعند الأشخاص (في مثالنا ٥٠ خمسين طفلاً). فإذا لم يكن مساوياً لعند الأشخاص يقوم الباحث بمراجعة تصنيفه للدرجات مرة اخرى.

 ٧ ـ ويتفق معظم الباحثين على إعطاء رمز ك للتكرارات، مجـ ك لمجموع التكرارات، ف للفئة، ع للعلامات

٨- يحسب مركز الفئة بجمع الحد الأدنى للفئة الأولى مع الحد الأدنى
 للفئة الثانية ويتم قسمة حاصل الجمع على اثنين على النحو الآتي:

مركز الفثة = الحد الأدنى للفئة الأولى + الحد الأدنى للفئة الثانية - وكز الفثة الثانية - Y

٩ ـ ويتضح فيما يلي مراكز الفثات في المثال السابق:

		•
مركز الفثة	حساب مركز الفثة	الفئة
١	<u> صفر + ۲ _ ۲ _</u>	صفر_
۳	$=\frac{1}{4}=\frac{1}{4}$	_ Y
•	$\frac{\gamma}{3+r} = \frac{\gamma}{r} = $	- ٤
v	$=\frac{12}{4}=\frac{1}{4}$	-7
١ ١	$=\frac{1}{1}\frac{\lambda}{\lambda}=\frac{1}{1}\frac{\lambda}{\lambda}$	-^
11	$=\frac{\lambda}{\lambda\lambda}=\frac{\lambda}{1\lambda+1}$	-1.
14.	$=\frac{4}{44}=\frac{4}{15+14}$	-17
10	$\frac{3l+rl}{4} = \frac{r}{4} = $	-18
17	= 1 = 17 = 3L = 3L =	-17
14	= <u>YA</u> = <u>Y· + 1A</u>	-14
71	- £Y - YY + Y.	-4.
	<u> </u>	I

١٠ - ويلاحظ في الفئة الأخيرة أنه قد تم جمعها مع الفئة المتوقع أن
 تكون بعدها (وإن لم يكن هناك درجة ٢٢ في المثال السابق) لحساب مركز
 هذه الفئة.

ولعله قد اتضح في الأذهان فائدة وقيمة توزيع الدرجات في جدول تكرارى ففي المثال السابق تبينت لنا هذه الحقائق:

- إ أن معظم الأطفال قد حصلوا على درجات متوسطة في اختبار التذكر.
   فنجد أن عددهم يزداد أمام الفئات ٢، ٨، ١٥، ١٢، ١٤، ١٧ أي أن
   عدد الأطفال الذين حصلوا على درجات بين ٢ ١٧ يبلغ ٣٧ طفلاً.
- ٢ ـ أن مجموعة صغيرة من الأطفال قد حصلت على درجات منخفضة في الفتات صفر، ٢، ٤ فيبلغ عددهم في هذه الفتات ٢ ستة أطفال وهم الأطفال الذين حصلوا على درجات بين صفر ـ ٥.
- ٣ ـ ان مجموعة صغيرة أيضاً منهم قد حصلت على درجات مرتفعة أو على
   أعلى الدرجات أمام الفتين ١٨، ٢٠ ويبلغ عددهم سبعة أطفال وهم
   الأطفال الذين حصلوا على درجات بين ١٦، ٢١.

وبهذا الشكل يتبين أن الجدول التكراري قد أعطمي وصفاً لتعوزيع درجات اختبار التذكر بين مجموعة من ٥٠ خمسين طفلاً كنا نعجز عن معرفته بدون ذلك.

٣-التكرار النسبي: لا يكتفي الباحث في وصفه لظاهرة من الظواهر بما توصل إليه من توزيعه للقيم الخاصة بها في الجدول التكراري. بل يحتاج إلى جانب ذلك أن يعرف نسبة كل تكرار مقابل لكل فئة إلى التكرار الكلي ويظلق على هذا التكرار بالتكرار النسبي.

التكرار النسبي = تكرار الفئة

٤ - التكرار المتوي: وإلى جانب التكرار النسبي يحتاج الباحث إلى معرفة التكرار المتوي أي النسبة المثوية لكل تكرار مقابل لكل فثة من الغثات المختلفة في الجدول. فإذا أراد الباحث مثلاً معرفة النسبة المثوية للأفراد الذين حصلوا على درجات ما بين ٨ ـ ٩ في الجدول السأبق قام بقسمة عدد التكرارات المقابلة لفئة هذه الدرجات على مجموع التكرارات وضرب خارج القسمة × ١٠٥ على النحو الآتى:

وفي الفئة  $\Lambda_{-}$ في المثال السابق التكرار المثوي =  $\frac{1}{a} \times 100 + 17$ /

#### مثال:

فيما يلي أجور مجموصة من العمال بإحمدى الشركات عدهم • ٠ خمس: عاملاً:

> 1A YY 1V Y1 17 11 44 0. YA . 41 Ye ۳۷ 1V YV Y£ 43 11 £7 40 1V Y1: Y4 77 OY 44 13 20 Y7 42 YY. 17 EF EV 17 44 14 20 ٤٠ 77

ويتضح في الجدول الآتي التوزيع التكراري والتكرار النسي والتكرار المثوى لهذه الأجور:

النكرارالمثوي	التكرار النسي	1	العلامات(ع)	فثات (ف)
7/1	·, · '\ = \frac{Y''}{0}	٣	111	-1.
7.14	·, \A = 4	4	MIIIII	-10
71X	·, ١٦ = 🗘	٨	11174	- 4.
7.14	1, 1 £ = Y	٧	11144	- 40
XIY	·, \ Y = 7	٦	1144	-4.
%1.	·, \ · = 0		MU	-40
%·^	·, · A = £	٤	1111	- 1:
%•%	· , · ٩ = ٣	٣	111	- 50
%• €	·,· £ = Y	٧	1/	-01
X • A	· , · Y = 1	١	/	_00
X• ¥	$\cdot, \cdot \gamma = \frac{1}{2}$	١.	/	-11
%• <b> Y</b>	· , · Y = 1	١	/	- 70
<b>٪۱۰۰</b>	بحدك نسبي = ١	۰۰	ئاج '	

## ويلاحظ في الجدول السابق ما يلي:

١ \_ أن عجـ ك مساوياً لعدد العمال (٥٠) مما يدل على دقة حساب التوزيع .

٢ ـ أن مجدك النسبي واحد صحيح.

٣ .. أن مجموع ك المثوى ماثة.

٤ ـ أضاف هذا الجدول بما تضمنه من بيانات جديدة عن التكرار النسبي
 والتكرار المثري ملامح جديدة عما يريد الباحث دراسته تتمثل في:

أ\_معرفة النسب المثوية للأفراد الذين يحصلون على درجة ما. فإذا أراد الباحث أن يعرف النسبة المثوية للأفراد الذين حصلوا على درجات عند الفئة ٣٥ وجد أن نسيتهم ٨٪.

ب يزيد من توضيح توزيع الأجور بين العمال. فيجيب الجدول

للباحث عن كثير من التساؤلات التي قد تتبادر إلى ذهنه مثل:

ا ـ ما هي النسبة المثوية للأفراد الذين يحصلون على أجور مرتفعة؟
 ٢ ـ ما هي النسبة المثوية للأفراد الذين يحصلون على أجور منخفضة؟
 ٣ ـ ما هي النسبة المثوية للأفراد الذين يحصلون على أجور متوسطة؟

# التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع النازل

١ - التكرار المتجمع الصاعد: يحتاج الباحث في كثير من الأحيان أن يحدد من خلال التوزيع التكراري نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم أو تزيد من حد ممين.

وفي الحالة الأولى: أي عندما يريد الباحث معرفة نسبة عند الأفراد الذين تقل درجاتهم عن حدمين فإنه في هذه الحالة يقوم بتحديد:

أ ... الحد الأعلى للفئة .

ب ـ التكرار المتجمع الصاعد.

جـ \_ التكرار المتجمع الصاعد السبي.

## د .. التكرار المتجمع الصاعد المثوي.

وفيما يلمي أحد الجداول التكرارية والتي تعشل درجات ٥٠ خمسين طالباً في اختبار الذكاء اللفظي Verbal Intelligence وقد وضح فيه الحد

ڭەتجىمىع صاھىدەئوي	ڭىتجىع صاعدنسىي	ك متجمع صا <del>ح</del> ــد	الحدالأعلى للفشة	التكرار	الفضات
i.	٠,٠٤	٧	٤٣, ٥	٧	٤٣- ٤٠
3.4	1,71	17	£V,0	10	£V- £ £
٧٤	۰,٧٤	44	01,0	٧.	۸۱ - ۱۵
44	1,44	73	00,0	4	00_07
1	١,٠٠	۰۰	. 04,0	ŧ	09-07
				0.	-4

الأعلى للفثة والتكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع الصاعد النسبي والتكرار المتجمع Cumulative الصاعد المثوى.

وسنقوم بتوضيح كل جزء من أجزاء هذا الجدول وكيفية الحصول عليه:

١ ـ بالنسبة للعمود الأول وهو عمود الفتات (ف) فقد سبق الكلام عنه وقد وضع به الحد الأدنى والحد الأعلى للفئة ليتسنى الحصول على الحد الأعلى للفئة (العمود الثالث) لمثل هذه التكرارات المتجمعة الصاعدة من خلالهما.

٢ ـ العمود الثاني وبه تكرارات الفتات.

٣ ـ العمود الثالث وبه الحد الأعلى للفئة وقد تم تحديد الحد الأعلى
 للفئة الأولى بإضافة نصف الفرق بين الحد الأعلى للفئة (وهو ٤٣) والحد

الأدنى للفئة الثانية (وهو \$\$) إلى الحد الأعلى للفئة الأولى (٣٣) وينضح هذا الكلام فيما يلي:

## \$\$ (الحد الأدني للفتة الثانية) - ٣٩ (الحد الأعلى للفتة الأولى) ٢ + ٣٤ (الحد الأعلى للفتة) = ٥,٠ + ٣٤ = ٣,٥

وبعد حساب الحد الأعلى للفئة الأولى يسهـل تحـديد الحـد الأعلـى للفئات التالية وذلك بإضافة مدى الفئة (وهر هنا ٤) على الحد الأعلى للفئة الأولى فيصير الحد الأعلى للفئة الثانية ٥,٧٥ . وللفئة الثالثة ٥,١٥ وللفئة الرابعة ٥,٥٥ وللفئة الأخيرة ٥,٥٥ كما هو واضح من الجدول.

٤ ـ العمود الرابع به التكرار المتجمع الصاعد (ك متجمع صاصد). ويحسب التكرار المتجمع الصاعد بوضع التكرار المقابل للفتة الأولى ليكو ن أول تكرار متجمع صاعد في العمود الرابع وهو هذا التكرار المتجمع الصاعد ٧ ويشير لعدد الأفراد اللين تقل درجاتهم عن ٤٣٠٥، ثم يحسب التكرار المتجمع الصاعد للفتة الأولى. وهكذا يتم حساب التكرار المتجمع للفئة الأولى.

ك متجمع صاحد	크	ک ا
Y +	٧	٤٣ - ٤٠
17	10	£V_££
TV	٧.	۵۱ - ٤٨
13	*	00_07
0.6		09-07

ويشير التكرار للتجمع الصاعد ١٧ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهـم عن ٤٧,٥. ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٣٧ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ١,٥٥.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد ٤٦ لعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ه. ٥٥.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد • «ثعدد الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ه. ٥٩ ه • وهكذا.

 هـ العمود الخامس وبه التكرار المتجمع الصاعد النسبي ويتنم الحصول على هذا التكرار بقسمة التكرار المتجمع الصاعد لكل فئة على مجموع التكرارات. فمثلاً التكرار المتجمع الضاعد النسبي للفئة الأولى ٤٠, تم الحصول عليه كما يلى:

 $\frac{w}{v} = v_0 + v_0$  والتكرار المتجمع الصاعد النسبي للفشة الثانية تم الحصول عليه كما يلي  $\frac{V}{v} = v_0 + v_0 + v_0$  .

٣ - العمود السادس وبه التكرار المتجمع الصاحد المشوي ويتم الحصول على هذا التكرار بقسمة التكرار المتجمع الصاعد لكل فئة على مجموع التكرارات مضروباً في مائة. . . فمثلاً التكرار المتجمع الصاعد المثوى للفئة الأولى يحسب كما يلى:

 $\frac{\sqrt{4}}{\sqrt{6}} \times \sqrt{6} = \frac{3}{4}$ وللفئة الثانية كما يلي:  $\frac{17}{\sqrt{6}} \times \sqrt{6} = \frac{3}{4}$ وهكذا باقي الفئات.

ويشير التكرار المتجمع الصاعد المئوي للنسبة المئوية لعـدد الأفـراد اللـين تقل درجاتهم عن الحد الأعلى للفئة (في العمود الثالث) فمثلاً التكرار المتجمع المثوي للغثة الأولى وهو £ يشير إلى أن النسبة العشوية للأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٣,٥ هي ٤٪ وهكذا. كما يشير التكرار النسبي لنسبة كل تكرار للتكرار الكلى.

٢ - التكرار المتجمع النازل: رأينا في الكلام عن التكررا المتجمع الساحد كيفية الاستفادة منه في البخوث المختلفة وتتركز تلك الاستفادة في معرفة علد أو نسبة أو النسبة المثوية للأفراد اللين تقىل درجاتهم عن حد معين. ويحتاج الباحث بالإضافة إلى ذلك معرفة عدد، أو نسبة ، أو النسبة المثوية للأفراد اللين تزيد درجاتهم عن حد معين ويكون ذلك من خلال المتجمع النازل وفي هذه الحالة يقوم الباحث بتحديد:

أ \_ الحد الأدنى للفئة.

ب \_ التكرار المتجمع النازل.

جـ \_ التكرار المتجمع النازل النسبي.

د \_ التكرار المتجمع النازل المئوي

وتطبيق هذا الكلام على الجدول التكرار السابق:

التكرار المتجمع النازل المثوي	التــكرارالمتجمع النازل النسبي	التكرار المتجمع الناز ل	الحد الأدنى للفئة	ij	ڙ
1	١,٠٠	a.	44,0	٧	٤٣ ٤٠
41	1,47	٤٨	24,0	10	£V_££
11	٠,٣٢	77	٤٧,٥	٧٠ .	01-EA
171	47.77	14	01,0	٩	00_07
٠٨	٠,٨	٤	00,0	ŧ	04_07

ويتضمن الجدول التكراري للتكرار المتجمع النازل نفس الأعمدة الموجودة في التكرار المتجمع الصاعدمع اختلاف في التسمية. ونوضح فيما يلي كيفية الحصول على البيانات الموجودة في كل عمود من الأعمدة السائة:

١ ـ العمود الأول وبه الفئات حدودها العليا والدنيا.

٢ ــ العمود الثاني وبه التكرارات.

٣ ـ العمود الثالث وبه الحد الأدنى للفئات ويحدد الحد الأدنى للفئة بطرح نصف الفرق بين الحد الأعلى للفئة الأولى والحد الأدنى للفئة الثانية من الحد الأدنى للفئة الأولى ويتم حساب ذلك كما يلى:

٤٤ أي الحد الأدنى للفئة الثانية - ٤٣ أي الحد الأعلى للفئة الأولى - ٤٠ -

الحد الأدني للفئة الأولى = ٥,٥ - ٤٠ = ٣٩,٥

ومتى ثم تحديد الحد الأدنى للفئة الأولى على النحو السابق فإنه يتم تحديد الحد الأدنى لكل فئة بإضافة مدى الفئة للحد الأدنى للفئة السابقة فيكون الحد الأدنى للفئة الثانية هو ٥, ٣٩ + ٤ = ٥, ٣٤، والحد الأدنى للفئة الثانية .

هو ه , ۱ ه + ٤ = ه , ه ه .

٤ - العمود الرابع وهو الخاص بالتكرار المتجمع النازل. ويتم حساب التكرار المتجمع النازل ابتداء من الفشة الأخيرة. فيكون التكرار المتجمع النازل للفئة الأخيرة هو نفس التكرار الأصلي لهذه الفئة. والتكرار المتجمع للفئة التي تليها (٥١ - ٥٥) يكون بإضافة التكرار المتجمع النازل للفئة السابقة (٥٦ ـ ٥٩) وهو ٤ إلى التكرار الأصلي لهذه الفئة وهو ٩ فيكون التكرار المنجمع النازل لهذه الفئة ١٣ وهكذا باقي الفئات ممكن أن يسير على النحو السابق والنحو التالى:

ك ك متجمع ناز ل	ف
0 · * Y	٤٣-٤٠
žA + 10	£ 7 - £ £
YY - + Y.	01 - EA
17 + 4	00_07
1 + 1	04_07

و والعمود الخامس ويشير إلى نسبة التكرار المتجمع النازل لكل
 فئة بالنسبة للتكرار الكلي ويحسب بقسمة هذا التكرار الكلي فمثلاً التكرار الكلي المتكرار الكلي فمثلاً التكرار المتجمع النازل للفئة الأولى وهو ٥٠ نسبة إلى التكرار الكلي ٥٠٠٠٠١ وهكذا ويتم حساب نسبة باقى التكرارات إلى التكرار الكلي .

٦ ـ العمود السادس ويشير إلى النسبة المشوية للتكرار المتجمع النازل في كل فقة و يحسب بقسمة هذا التكرار الكلي ثم يتم ضرب الناتج في ماثة فمثلاً التكرار المتجمع النازل للفشة الأولى وهو ٥٠ يكون التكرار المتجمع النازل المثوي له  $\frac{.0}{0.}$  × ١٠٠ = ١٠٠ وهكذا يتم حساب باقي التكرارات .

# رابعاً توضيح المعلومات بالرسم

من خلال ما سبق عرضه عن الجدول التكراري تبين ما أضافه هذا المجدول من معرفة لم تكن في إمكاننا أو لدينا قبل إجراء هذا التوزيع. وبالإضافة لذلك تجدأن الباحث لا يكتفي بعرض المعلومات التي جمعها عن الظاهرة التسي قام بدراستها في جلول تكراري بل يقوم بتسوضيح المعلومات باستخدام أسلوب آخر من أساليب التوضيح وهو الرضم. فالرسم يزيد من توضيح التوزيع أكثر من الاقتصار على الجدول التكراري وحده، كما أن الرسم بالإضافة لذلك يعطي فكرة عامة عن توزيع القيم بمجرد النظر

# محاور تمثيل المعلومات بالرسم

يستعمل في الرسم التوضيحي أو البياني محوران متعامدان وهما: المحور الأفقي ويطلق عليه المحور السيني. المحور الرأسي ويطلق عليه المحور الصادي.

ويتضح هذان المحوران في الشكل رقم (١) الآتي:





ولكل محور من المحورين السابقين طرفين أحدهما سالب والأخر موجب. كما أن منطقة التقاء المحورين هي المنطقة الصفرية التي يسدأ عندها توزيع الدرجات سواء كان ذلك بصورة موجبة (الطرف الموجب) أو بصورة سالبة (الطرف السالب).

ونظراً لأن أغلب موضوعات هذا المنهج دمبادى، الإحصاء تقوم على أساس استخدام متغير واحد فقظ One Variable فإننا لن نحتاج في توضيح المعلومات بالرسم سوى لجزء واحد فقط من أجزاء الرسم السابق وهو الجزء س + ، ص + والذي يتعثل في الشكل رقم (٢)



ويتم وضع النثات على المحور السيني ، والتكرارات على المحور الصادي وفي العادة يكون تمثيل المعلومات بالرسم على ورق مربعات فتمثل كل فئة بواحد سنتيمتر أيضاً ، لكن ذلك يتغير حسب علد الفئات وحسب أكبر تكرار في الجدول التكراري من جهة وحسب المساحة التي سيتم توضيح الرسم عليها من جهة أخرى.

# طرق توضيح المعلومات بالرسم

هناك عنة طرق يستخدمها الباحثون لترضيح المعلومات والبيانات ألتي يحصلون عليها من بحوثهم وهذه الطرق هي :

- ۱ \_ المضلم التكراري Frequency Polygon
  - Frequency Curve یا التکراری ۲ المنحنی التکراری
- ۳ ـ المدرج التكراري Frequency Histogram
- Ascending Cumulative Curve المتحنى المتجمع الصاعد \$ \_ 1
- o \_ المنحنى المتجمع النازل Descending Cumulative Curve
- Normal Distribution Curve . المنحنى الاعتدالي النموذجي . ٦

## ١ ـ المضلع التكراري

يستخدم نفس الأساس السابق الكلام هنه في رسم المضلع التكراري. ونورد فيما يلي مثالاً لدراسة أجراها أحد الباحثين على مجموعة من تلاميد التدريب المهني عندهم ٥٠ تلميذاً مهنياً Apprenticeship بهدف قياس مهارة الأصابم : Oconer لمهارة الأصابم:

ويوضح الجدول الآتي توزيع هذه الدرجات والتكرار النسبي والتكرار المثوي لهذه الدرجات وذلك تمهيداً لرسم المضلع التكراري.

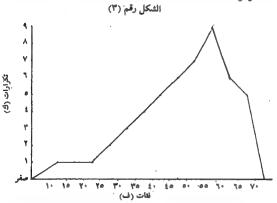
ك مثوي	ك نسبي	1	٤	ני
7.4	$\cdot, \cdot Y = \frac{1}{0}$	١	/	-1.
7.4	$\cdot$ , $\cdot$ 7 = $\frac{1}{0}$ .	١	/	-10
%Υ	$\cdot$ , $\cdot$ $\gamma = \frac{1}{0}$ .	١	/	- Y+
7/.\$	· , · £ = \frac{Y}{0 \cdot \cdot}	٧	//	_ 40
//٦	$\cdot$ , $\cdot$ 7 = $\frac{V}{g}$ .	٣	111	-4.
7.A	· , · A = 1	٤	1111	- 40
%\ <b>•</b>	· , \ · = 0.		ШП	- 2 1
X1 <b>Y</b>	·, \ Y = \frac{7}{1}	7	1411	- 20
7.18	$\cdot$ , $1 \xi = \frac{V}{A}$	٧	11:411	_0.
7.14	$\cdot, \wedge A = \frac{4}{6}$	4	111141	_ 00
717	· , ) Y = 1	7	1411	- 4 •
Z1 •	·, \ · = 0 ·	٥	ЦН	- 70
7.1	1,	01	بجك	•

ولتمثيل المعلومات السابقة في الجدول بيانياً يقـوم الباحث بتحـديد النواحي الآتية:

١ \_ عند الفئات وهي في المثال السابق ١٢ اثني عشر فئة .

٢ ـ أكبر تكراز في الجدول هو التكرار ٩.

..... ويفيد تحديد هاتين الساحيتين في إعطاء كل فشة أو كل تكرار واحد سنتيمتر أو أكثر من ذلك. أو تمثيل كل تكرارين أو كل ثلاث تكرارات أو كل أربعة تكرارات أو كل خمس تكرارات بواحد سنتيمتر حسب المساحة الموجودة.

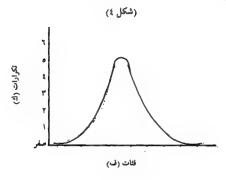


ويلاحظانه قد اتبع في رسم المضلع التكراري الخطوات الأثية: ١ ـ مثلت المفتات على المحور السيني (ف) والتكرارات على المحور الأفقى (ك). ٢ - مثلت كل فئة بواحد سنتيمتر وكل تكرار بواحد سنتيمتر أيضاً.
٣ - وضعت نقطة حولها دائرة فوق منتصف الفئة (مركز الفئة). وأمام التكرار المقابل لهذه الفئة. والسبب في وضع النقطة في مركز الفئة وليس فوقها مباشرة هو أن التكرار موزع على مدى الفئة كلها.

٤ - تم توصيل النقطة بعضها بالبعض الآخر بخطوط مستقيمة ابتداء من الصفر، وتم إسقاط النقطة التي تعبر عن آخر تكوار على الفئة التالية للفئة ٦٥ - وهي الفئة ٧٠ - .

## أ ـ تعديل المضلع التكراري Smoothing of Polygon

نجد في الشكل (٣) أنه لا يتمشى مع المنحنى الاعتدالي النموذجي Normal Distribution Curvue أي المنحنى الذي يشبه الجرس تقريباً وفيه توجد الأغلبية في الوسط وأقلية في كل من الطرفين كما يتضح في الشكل (٤) التالى:



## ب .. أسباب عدم تطابق المضلع مع المنحنى الاعتدالي:

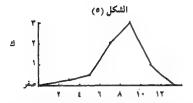
وينشأ عدم تطابق أو تقارب المضلع التكراري (أو المنحنى المدرج التكراري) من المنحني الاعتدالي لعيوب في:

أ \_ اختيار العينة Sample التي طبق عليها البحث.

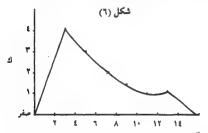
ب \_ الاختبار الذي طبق على أفراد العينة .

أ ـ العينة: فبالنسبة للعينة فصن المحتصل أن لا تكون ممثلة Representative تمثيلاً مناسباً للمجتمع الأصلي Population التي اختيرت منه، ولعدم اتباع القواعد المعروفة في اختيار العينات، أو لعدم استخدام منه، ولعدم الاختيار كالطريقة المشراثية Random sample حيث يتوفر فيها عدم التحيز Unbiased ، أو الطريقة المقيدة Controlled Sample والتي تكون فيها العينة مشروطة بشروط وبخصائص معينة، أو بطريقة العينة العطبقية Stratified Sample.

ب - الاختيار: أما بالنسبة للاختيار فمن المحتمل أن لا يكون مناسباً لمستوى تعليم وأحمار أفراد العينة فإذا كان الاختيار أقل من مستوى أفراد العينة توقعنا أن يجيب عليه معظم الأفراد إجابات سليمة وقلة منهم هم الذين يغشلون في حل أسئلة الاختيار ويحصلون علي درجات منخفضة ويكون مضلع (أو منحنى أو مدرج) توزيم المدرجات في هذه الحالة ملتوياً نحو القيم الكبيرة ويوصف بأنه سالب الالتواء Negatively Skewod كما في الشكل (٥).



أما إذ كان الاختبار أعلى من مستوى الأفراد (أي صعباً) فإننا نتوقع أن يحصل عدد قليل منهم على درجات مرتفعة وباقىي الأفراد على درجات منخفضة ويكون مضلع توزيع الدرجات في هذه الحالة ملتوياً نحو القيم الصغيرة أي موجب الالتواء Positively Skewed كما في الشكل (٦).



جد طبيعة العملة العقاسة: وقد ينشأ العيب في المضلع لأن طبيعة توزيع السمة المقاسة أو الاتجاه المقاس في المجتمع تسير في هذا الاتجاه وعلى هذا النحو. فلو قام باحث بقياس الذكاء لذى مجموعة من ضعاف المقول Mental Defective فإن النتيجة تكون على شكل توزيع تكراري موجب الالتواء كما في الشكل (٤) لأن معظمهم سيحصلون على درجات منخفضة في الذكاء.

## جــ استخدام المتوسطات المتحركة في تعديل المضلع.

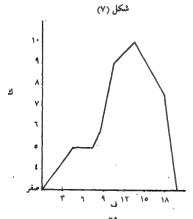
وبناءاً على ما سبق، ونظراً لأن الباحث الذي يقوم بإجراء دراسة علمية تقابله كثير من الصعوبات والمعوقات التي تحول دون أن يقوم بضبط شروط وظروف بحثه أو تجربته ضبطاً تاماً، وخاصة وأن موضوع الدراسة نفسه وهو الإنسان يتغير من حين لآخر، ويعيش في عالم متغير متحرك لا نستطيع أن نصفه بالثبات أو الجسود. للبلك يلجئا الباحث إلى عصل تسوية نصفه بالثبات أو الجسود. للبلك يلجئا الباحث إلى عصل تسوية المعيوب التي به من التواءات أو تعدد القمم Multimodal Curve والتي نتجت كما سبق أن قلنا من تلخل عوامل لم يستطع الباحث أو المجرب التغلب عليها أو ضبطها من البداية.

مثال لتعديل المضلع: أجرى باحث اختباراً لقياس القدرة على الفهم لدى مجموعة من الأفراد عددهم ٣٦ ستة وثلاثين فرداً فكانت درجاتهم كما يلى:

وأول ما نقوم بإجرائه هو توزيع القيم السابقة في جدول تكراري، وذلك بتحديد أدنى قيمة وأعلى قيمة، وأعلى قيمة هنا هي (١٥) وأدنى قيمة هي (٣). ونحدد مدى للفئة بثلاثة. وبذلك يكون الجدول التكراري لتوزيع الدرجات السابقة كما يلي:

- 5	٤	ن
	TH	-4
٥	M	-7
١ ،	1111144	-4
١.	HHHH	-17
٧	IIMH	-10
47	عب	

فلو قمنا بتمثيل الجدول السابق باستخدام المضلع التكراري لوجدناه كما في الشكل الآتي (رقم ٧) ويلاحظ عليه وجود قمتان كما أنه ملتوي التواء موجباً.



والأسلوب المستخدم في عملية تعديل المضلع السابق يطلق عليه اسم المتوسطات المتحركة Runing or moving average وسنقوم بتطبيق عملية التعديل هذه على المثال السابق ثم نذكر بعدها مباشرة الخطوات التي سرنا عليها.

ك بعد التعديل	المتوسطات المتحركة	1	ŗ
$\frac{\gamma_s}{\gamma}^{\ell} = \nabla r_s t$	<u>صفر + صفر + ۵ _ 8 _</u> _	(صفر) صفر	(صفر۔)
$Y, YY = Y \frac{1}{Y}$	+ 0 + 0 + 0 + 0 + 0 + 0 + 0 + 0 + 0 + 0	ø	-4
7,44=7 1	$=\frac{14}{7}=\frac{4+o+o}{7}$		-1
A ~ A, · ·	$=\frac{\mu}{4\xi}=\frac{h}{4\cdot +o+4}$	•	-4
A,7V = A 4	$=\frac{77}{7} = \frac{7}{7} + \frac{1}{7} + \frac{1}{7}$	١٠	-14
0, 7V = 0 Y	<u>۱۷ + ۱۰ + صفر - ۲۷ =</u> ۳	٧	-10
$Y, \gamma \gamma \gamma = V. \frac{1}{\gamma}$	<u>صفر + ۷ + صفر ۷ _</u> ۳	صفر (صفر)	(-14)
177		177	4

#### خطوات التعديل:

 ١ ـ تم عمل جدول تكراري تركت فيه خانتين في أعلاه وخانتين في أسفله (سطران في أعلى.وسطران في أسفل الجدول). ٢ ـ افترض وجود فئة ـ في أول الفئات (صفر ـ ) وفئة في نهاية الفئات
 ١٨ ـ ) كما في العمود الأول من الجدول السابق .

وهذا الافتراض قائم على أساس تضمن العينة لأفراد حاصلين على درجات أدنى، وأفراد حاصلين على درجات أعلى مما في التوزيع الناتج عن الدراسة.

٣ ـ تم وضع تكرار قيمته صفراً أمام كل فشة من الفئتين الفرضيتين
 السابقتين كما في العمود الثاني من الجدول السابق أيضاً.

 ي وضع في بداية ونهاية الجدول تكرارين صفريين آخرين. التكرار الأول قبل تكرار الفثة الفرضية صفر ـ والتكرار الثاني بعد تكرار الفثة الفرضية

 a ـ تم ابتداء من الفئة الفرضية الأولى (صفر ـ ) جمع كل ثلاث تكوارات معاً وقسمة حاصل الجمع على ثلاثة وهو عند التكوارات ويكون خارج القسمة وهو التكوار بعد التسوية فمثلاً في الفئة الأولى:

تم أخذ التكرار المقابل لها (صفر) والتكرار السابق (صفر) والتكرار التالي (٥) كما يلي:

ومن الفئة ٣ــ تم أخذ التكرار المقابل لها مباشرة (٥) والتكرار السابق (صفر) والتكرار التالي لها (٥) كما يلي:

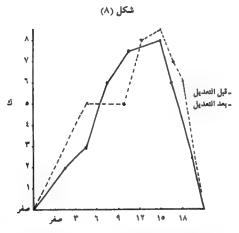
$$\Psi, \Psi \Psi = \Psi \frac{1}{\Psi} = \frac{1}{\Psi} = \frac{0 + i\omega + 0}{\Psi} = -\Psi \text{ stail}$$

إلى كسر عشري لسهولة التعامل
 عند جمع التكرارات بعد عملية التسوية. ويتفق عند عملية التحويل هذه أن

يساوي الثلث في خارج القسمة ٣٣, • والثلثين ٦٧, • ليكملا معاً واحد صحيح.

٧ ـ ويلاحظ أيضاً أن يكون مجموع التكرار بعد التحديل مساوياً
 للتكرار قبله، ويتم التفاضى عن الفروق الصغيرة.

٨ ـ يُرسم المضلع التكراري للتكرارات قبل وبعد التعديل في شكل
 واحد شكل رقم (٨) لنستطيع المقارنة بينهما في وقت واحد. ويلاحظهنا أنه
 لا بدمن عمل حساب مسافات للفئين الفرضيتين الفئة صفر - والفئة ١٨ ـ .



 ٩ ـ وهكادا يتبين من شكل (٨) أن المنحنى بعد التعديل قد تخلص من كثير من العيوب الموجودة به كالالتواء وتعدد القمم واقترب من المنحنى الاعتدالي النموذجي.

# د ـ المقارنة بين توزيعين تكرارين باستخدام المضلع التكراري:

أحياناً يجري الباحث دراسته على أكثر من مجموعة مثل البنين، والبنات، والرجال، والإناث. . . إلخ. ويحتاج لعقد المقارنات المختلفة بين كل مجموعة وأخرى للكشف عن طبيعة توزيع الدرجات في تلك المجموعات.

ريلجاً الباحث للتوصل إلى ذلك إلى الرسومات البيانية لتعطيه فكرة سريعة عن ذلك أي عن الفرق بين المجموعتين في توزيع الصفة. إلا أن عينات الباحث لا تكون جميعها متساوية الصدد، فهل يعقد مقارنة بين مجموعتين أحدهما عدها ٥٠٠ خمسون طفلاً والآخرى عدها ٥٠٠ خمسمائة دون أن يجري أي معالجات على التوزيع التكراري لهما وسواء كان ذلك في حالة اختلاف العدد في المجموعتين بين توزيعين تكرارين أم في حالة علم اختلافه.

وسنرى فيما يلي مثالين للمقارنة بين توزيعين تكرارين في كل حالة من هذه الأحوال:

١ ـ المقارنة بين توزيعين في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات:

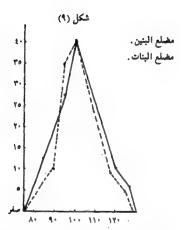
أجرى باحث اختباراً للذكاء على مجموعتين من البنين والبنات وعدد البنين ٢٥ طالباً، وعدد البنات ٢٠ طالبة فكان توزيع الدرجات كما في الجدول الآتى:

أولى (بنين)	المجموعــة الأولى (بنين)			
%±1	4	ن		
17 = 1 * * × \frac{\pi}{\pi_0}	٣	-A· .		
$\forall A = 1 \cdot \cdot \times \frac{\forall}{\forall o}$	٧	-4.		
$\frac{l}{67} \times \cdot \cdot l = \cdot 3$	1.	-1		
14 = 1 × 40	۳	-11.		
$A = / \cdot \cdot \times \frac{\gamma}{\gamma}$	4	-14.		
بك ١٠٠٪	70	مجـك		

لفائية (بنات)	المجموعة الشائية(بئات)			
%.43		ن `		
$1 \circ = 1 \circ \times \frac{1}{4}$	Y	-1.		
$Yo = 1 \cdot \cdot \times \frac{V}{Y}$	٧	-41		
$t \cdot = \setminus \cdot \cdot \times \overset{\wedge}{\downarrow} \cdot$	٨	-111		
$\xi \cdot = 1 \cdot \cdot \times \frac{\gamma}{\gamma}$	۲ .	-17.		
$o = 1 \cdot \cdot \times \frac{1}{Y}$	1	- 14.		
١٠٠ ٪٤١ ج.	٧٠	4-4		

ويلاخظأنه قد تم تحويل التكرارات في المجموعتين إلى تكرارات مثوية وذلك لكي يتم توحيد مجموع التكرارات فيهما وبعد ذلك تصبح المقارنة بالرسم بين المجموعتين ممكنة.

فيما يلي المضلع التكراري لكل من المجموعتين في رسم واحدوهو الشكل (رقم ٩) ليسهل المقارنة بينهما.



٧ ـ المقارنة بين توزيعين في حالة تساوي مجموع التكرارات فيه .

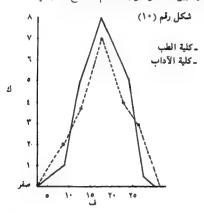
وفي الأحوال التي يجد الباحث نفسه إزاء عقد مقارنة بين مجموعتين متساويتين في مجموع التكرارات (أي في عدد أفراد المينة) فأنه لا يلجأ لتحويل التكرارات إلى تكرارات مترية كما في الحالة السابقة ، بل يقوم بعقد المقارنة بين المجموعتين ويستحسن أن يكون ذلك في رسم واحد لتسهل عملية المقارنة .

ولتوضيح ذلك الكلام نضرب المثال الآتي:

ففي دراسة على مجموعتين متساويتين من طلبة الطب، وطلبة كلية الأداب عن اتجاهاتهم نحو شعوب العالم قام الباحث بتسوزيع القيم والدرجات التي حصل عليها الطلاب في الجدول التكراري الآتي:

4-4	- 40	- 4.	-10	-1.	_0	ن
٧,	١		٨	ø	١	ك طلبة الطب
4.	٣	٤	٧	٤	۲	ك طلبة الأداب

ويلاحظمن الجدول السابق أن مجموع التكرارات (مجـك) في كل من المجموعتين من الطلبة واحد وهو ٢٠ عشرون وكذلك ـ وكما سبق أن بينا ـ لا يلزم تحويل هذه التكرارات إلى تكرارات مشوية . ويبين الشكل (١٠) المقارنة بين المجموعتين باستخدام المضلم التكراري .



وفي حالة عدم اتفاق المجموعتين في الفئات أي يكون لكل مجموعة فئاتها الخاصة بها كان يكون للمجموعة الأولى فشات مثل ٢ - ، ٤ - ، ٢ - ، ٨ ـ ، أُ ـ وللمجموعة الثانية فئات مثل ٥ ـ ، ١٠ ـ ، ١٥ ـ ، ٢٠ - ، ٢٠ - ، ٢٠ فإنه لا يمكن المقارنة بينهما باستخدام مضلعين في رسم واحد وذلك لأن لكل مجموعة فثات تختلف عن المجموعة الأخرى ويقتضي ذلك عمل مضلع منفصل لكل منهما.

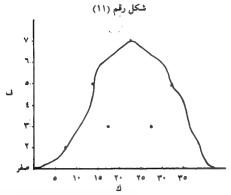
#### ٢ ـ المنحنى التكراري

المنحنى التكراري أحد وسائل تمثيل المعلومات والبيانات بالرسم. ولا يختلف المنحنى التكراري عن المضلع التكراري في طريقة رسمه إلا في حالة توصيل النقط الممثلة للتكرارات بعضها بالبعض الآخر. ففي حين يقوم الباحث بتوصيل النقط بعضها بمعض مستخدماً القلم والمسطرة في حالة المضلع التكراري ودون أن يترك أي نقطة من النقط فإنه في حالة المنحنى التكراري يقوم مستخدماً القلم فقط بتوصيل النقط القريبة بعضها ببعض متفاضياً عن النقط البعيدة سواء كانت مرتفعة أو منخفضة. و وبطبيعة الحال فإن المخطوط التي يقوم الباحث باستخدامها لتوصيل النقط بعضها ببعض تأخذ شكلاً منحنياً. والهدف من رسم المنحنى التكراري على هذا النحو هو إعطاء شكل التوزيم على وجه العموم وليس بصورة تفصيلية.

وفيما يلي أحد التوزيعات التكرارية لدرجمات ٢٥ طالباً في اختبار المفردات.

4	ن
٧	- 2
۰	-1.
٣	_10
٧	-4.
٣	_ Yo
	_44 -
Ye	ع د

والمنحنى التكراري الـذي في الشكل (١١) التالـي يممُـل التـوزيع السابق.



ويلاحظ على المنحنى السابق أنه قد تم توصيل التكرارات المقابلة للفئات ٥ ـ ، ١٠ ـ ، ٢٠ ـ ، ٣٠ ـ ولم يتم توصيل التكرارات المقابلة للفئتين ١٥ ـ ، ٧٥ ـ نظراً لأنهما يمثلان نقاطاً منخفضة تؤثر في الشكل العام للمنحنى لو تم توصيلهما بباقي التكرارات .

#### تعديل المنحنى التكراري:

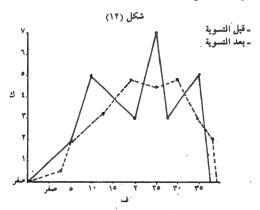
تتبع أيضاً نفس الطريقة التي اتبعت في تعديل المضلع التكراري أي باستخدام المتوسطات المتحركة.

وفيما يلي تعديل المثال السابق:

ك بعد التعديل	التسوية بالمتوسطات المتحركة	5	ن
		(صفر)	
٠,٦٧	= <del>Y'</del> = <del>Y'</del> = <del>Y</del> =	صفر	(صفر ـ )
۲,۲۴	<u>۲ + صفر + ه</u> = <del>۲ =</del> <del>۳</del>	٧	_0
٣,٣٣	$= \frac{\gamma}{1} = \frac{\gamma}{4+4+6}$	٥	-1.
٥,٠٠	$= \frac{h}{10} = \frac{h}{\Lambda + 0 + h}$	٣	-10
٤,٣٣	$= \frac{h}{hh} = \frac{h}{h + h + h}$	٧	- 40
0, **	$=\frac{h}{1\cdot a}=\frac{h}{a+h+h}$	٣	_ 40
۲,٦٧	$= \frac{\Lambda}{\Psi} = $	•	-4.
1,77	<u> صفر + ۵ + صفر</u> = ۵ = ۳ =	صفر	(- 40)
		(صفر)	(صفر)
Y0,		70	4-4

ويلاحظ اتباع نفس القواعد التي سبق اتباعها في تعديل المضلع المتكراري كما يلاحظ أن مجموع التكرارات بعد التعديل هو نفسه مجموع التكرارات قبل التعديل مما يثير إلى صحة ودقة عملية حساب التعديل باستخدام المتوسطات المتحركة.

وفيما يلي الشكل (١٣) الذي يمثل المنحنى التكراري للتوزيع السابق قبل وبعد التعديل .



ب ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات: ·

ويحدث أحياناً عدم تساوي مجموع التكرارات سواء أكان ذلك في المضلع أو المنحنى أو المدرج عندما يكون الباحث مثلاً بصدد إجراء دراسة عن الغروق بين الأطفال الريفيين والأطفال الحضريين Children (أحد اختبارات كلما الفرعية). ولتفترض مثلاً أنه بدأ بدراسة الأطفال الريفيين وعددهم على خمسة وعشرين طفلاً ثم قام بعد ذلك بدراسة الأطفال الحضريين، فإن عليه عند القيام بدراسة هؤلاء الأطفال (الحضريين) أن يختارهم من نفس

مستوى العمر والنعليم والمستوى الاقتصادي الاجتماعي Socio-economic للإطفال الريفيين. وفي مثل هذه الأحوال لا يستطيع الباحث أن يجد عدداً من الأطفال الحضريين بفس مستوى عمر وتعليم ومستوى اقتصادي الأطفال الريفيين. فيصبح لديه في نهاية الأمر 70 طفلاً ريفياً، ٢٠ عشرين طفلاً حضرياً (من المدنيين) وعندما يطبق عليهم اختبار Test Scoring المعلومات المامة هذا يكون لديه بعد تصحيح الاختبار Test Scoring خمسة وعشرين قيمة أو درجة خام Raw Score هي درجات الأطفال الحضريين.

ويمشل الجندول التكراري الآتي توزيع درجمات مجمسوعتين من الأطفال على اختبار المعلومات العامة .

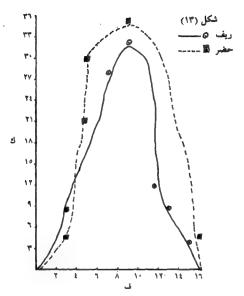
تكرارالأطفال الحضريين	تكرار الأطفال الريفيين	ن
١	۲	- Y
٦	۲	- \$
<b>\$</b>	٧	- 4
٧	٨	- A
صفر	٣	- 1 •
١	٧	- 17
١	١	- \ £
۲٠	Y0	بح ك

ولكي نستطيع المقارنة بين هاتين المجموعتين باستخدام المنحنى التكواري، نقوم أولاً بتحويل تكرار كل مجموعة لتكرارات مشوية وذلك لتوحيد مجموع التكرارات فيهما.

وفيما يلي الجدول الذي يمثل التكرارات الأصلية والتكرارات المثوية للمجموعتين:

التكرارات المثوية للحضريين	تكرارات الأطفال الحضريين	التكرارات المثوية للريفيين	تكرارات الأطفال الريفيين	Ļ
٥	١	٨	۲	<b>-</b> Y
4.	٦	٨	14	- £
٧.	٤	YA	٧	-7
40	· v	**	٨	- ^
	صفر	14	٣	-1.
۰	١	٨	٧	·= \ Y
•	١ ١	£	١	- \\$
1	۲۰	1	Yo	بح ك

وفيما يلي المنحنى التكراري (شكل ١٣) الذي يمشل التوزيمين التكرارين لمجموعتي الأطفال الريفيين والأطفال الحضريين والتكرارات الممثلة على المحور الصادي والتكرارات المثرية. وسنمثل كل ١سم (واحد سنتيمتر) بخمس تكرارات.



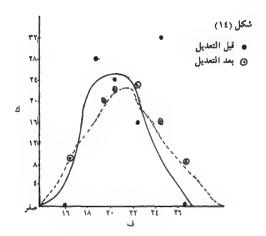
ويلاحظ على هذا الرسم أن المنحنى الخاص بالأطفال المرينيين قد تغاضينا عند توصيل النقط الممثلة للتكرارات عن التكرارات المثوية المقابلة للغثات ٤ ـ ، ١٠ وفي المنحنى الخاص بالأطفال الحضريين قد تغاضينا عند توصيل النقط الممثلة للتكرارات عن التكرارت المثوية المقابلة للغثات ٢ ـ ، وبالنسبة للأطفال الريفيين تغاضينا عن التكرارات المثوية المقابلة للغثات ٤ ـ ، وليس خاف على أذهاننا أن تلك النقط الممثلة للتكرارات والتي تغاضينا عنها عند رسم المنحنى راجعة إلى عيوبا تنمثل أما

في الاختبار، أو في اختبار العينة، أو أنه راجع لطبيعة السمة نفسها. ولذلك فإنه من الممكن إجراء تسوية لهذه التكرارت المئوية.

جـ تعديل التكرارات المثوية: كما سبق أن تبين في الفقرة السابقة من وجود عيوب في المنحنى التكراري المشوي كما يحدث في المنحنى التكراري (قبل تحويل تكراراته لتكرارات مثوية) وكما سبق أن تبين لنا أيضاً أنه في هذه الأحوال يتم عمل تعديل للمنحنى التكراري فإنه من الممكن أيضاً عمل تعديل للتكرارات المثوية وفيما يلي جدول تكراري يمثل توزيع أعمار هلا طالباً من طلبة قسم العمارة بكلية الهندسة والتكرارات المشوية والمترسطات المتحركة لهذه التكرارات المشوية.

ك // بعد التعديل	متوسطات متحركة التعديل	ك ٪مئوي	2	نب
4,77 17,77 77,77 78,00	$\frac{-4x + -4x + -7x}{4} = \frac{7}{4} = \frac{9}{4}$ $\frac{AY}{4} + \frac{4X}{4} + \frac{3Y}{4} = \frac{7}{4} = \frac{9}{4} = \frac{1}{4} = \frac{1}{4}$ $\frac{3Y}{4} + \frac{AY}{4} + \frac{7}{4} = \frac{1}{4} = \frac{7}{4} = \frac{7}{4} = \frac{7}{4}$ $\frac{7}{4} + \frac{3Y}{4} + \frac{7}{4} = \frac{7}{4} = \frac{37}{4} = \frac{37}{4}$ $\frac{7}{4} + \frac{3Y}{4} + \frac{7}{4} = \frac{37}{4} = \frac$	(صفر) صفر ۲۸ ۲٤ ۲۹ ۲۲	V 7 1 1 1 1 1	(- 17) - 14 - 44 - 48
1.,77	مفر+ ۳۲ + صفر = ۳۷ مفر + ۳۲ مفر مفر ۱۰, ۱۷ مثری بعد التسویة	صفر (صفر)	70	(- Y7) 

وفيما يلي المنحنى التكراري شكل (١٤) للتكرارات المئوية قبل وبعد التعديل:



ويلاحظ في الرسم الموجود بشكل (١٤) أنه قد تم التغاضي عن التكرارات المقابلة للفتتين ١٨ ـ ، ٢٤ ـ عند رسم منحنى التكرارات المثوية قبل التسوية.

# د ـ المقارنة بين توزيمين باستخدام المنحنى في حالة تساوي مجموع التكرارات:

يتم رسم المنحنى مباشرة دون تحويل التكرارات إلى تكرارات مثوية كما يمكن رسم منحنى التوزيعين معاً في رسم واحد إذا كانا متفقين في الفئات أي لهما نفس الفئات أما إذا كان كل توزيع له فئاته المخاصة به سواء من حيث المدى أو العدد فإنه من الفرورة عمل كل توزيع خاص. ويبين التكرارين التاليين توزيع درجات مجموعتين من عمال النسيج

على أحد اختبارات تمييز الألوان Color Discrimination Test وعدذ العمال في كل مجموعة ٤٠ عاملاً وهما مختلفان في عدد الفئات وفي مدى الفئة:

4	į.
۲	-4
. 1	-7
10	-4
11	-17
1+	_10
١	-14
٤٠	ئے۔ ك

1	ٺ
١	_ 0
١	-1.
۱۸	-10
10	-4.
Ť	_ 40
٣	-40
£ >	2-4

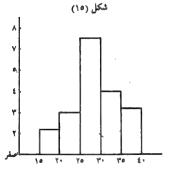
ويتم رسم المنحنى التكراري لهاتين المجموعتين كما سبق أن ذكرنا كما أنه من الممكن عمل تسوية لتكرارات كل مجموعة باستخدام المتوسطات المتحركة.

# ٣ ـ المدرج التكراري

يختلف المدرج التكراري عن كل من المنحنى والمضلع التكراري في أنه في حين يكون تمثيل التكرار في كل من المنحنى والمضلع بنقطة في مركز الفئة فإنه في المدرج يمثل التكرار بمستطيل يرسم على الفئة كلها من بدايتها إلى نهايتها.

فيما يلي جلول تكراري لتوزيع مستوى الأداء في العمل لدى مجموعة من الموظفين الكتابيين موظفاً:

의	į.
Y	-/0
۳	-4.
٨	_ 40
ŧ	-4.
۳	-40
٧٠	ج- ك



أ ـ تعديل المدرج التكراري: يتم التعديل (كما في المنحنى والمضلع) باستخدام المترسطات المتحركة. وفيما يلي توزيع تكراري للرجات مجموعة من الأحداث الجانحين عددهم ٢٠ جانحاً على اختبار الاكتاب.

2	ن
Y	-4
٣	- ٤
٧	7 -
٦	- ٨
۲	-1.
٥	-17
٧٠	عبدك

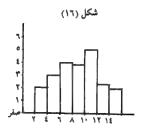
وواضح من التوزيع السابـق وجــود ثلاث قمــم مرتفعــة وقمتين منخفضتين أما القمم المرتفعة فهي التكرارات المقابلة للغثات ٤ ـ ، ٨ ـ ، ١٢ ـ .

أما القمم المنخفضة فهي التكرارات المقابلة للفثات ٦ ـ ، ١٠ ـ ـ

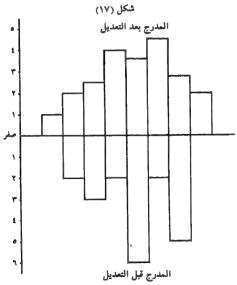
ولما كانت هذه الارتفاعات والانخفاضات المتمثلة في التكرارات تمثل عيوباً في التوزيع راجع للمينة أو للاختبار. . . إلغ. وجب على الباحث عمل تسوية لها للتخلص منها . وفيما يلي تسوية لهذه التكرارات بالمتوسطات المتحركة :

ك معدل	المتوسطات المتحركة	2	ن
		(صفر)	
٠,٦٧	<u>صفر + صفر + ۲ = ۲ = ۲ </u>	صفر	(صفر - )
1,77	۲ + صفر + ۳ = ٥ = ۲	۲	- 4
7,44	4 1 - A - A + A + L	٣	- ٤
۳,٦٧	" Y + Y + F = 11 = 7 + F	٧	7-
7,77	# 1 - 1 · - Y + Y + Y	٦	٨,
٤,٣٣	\$ \frac{1}{4} =	٧	-1.
۲,۳۳	0 + Y + صفر _ Y _ ۲ ۲ م	٥	-17
1,77	<u> صغر + 0 + صغر ۵ و ۲</u>	صفر	(-18)
		صفر	
٧٠,٠٠		٧٠	-¢

ويبين الرسم التالي المدرج التكراري بعد التعديل شكل (١٦):



وفي حالة المدرج التكراري يكون من الصعب رسم المدرج قبل وبعد التسوية في رسم واحد إلا إذا استخدم الباحث في ذلك الألوان أو التظليل



بلون للمدرج قبل التسوية وبلون آخر للمدرج بعد التسوية. ولذلك يقترح البعض أن يكون رسم واحد على أن يكون أحدهما في جهة والأخر في جهة ثانية ويوضح الرسم الذي في الشكل (١٧) ذلك الكلام.

ب - المقارنة بين توزيعين بالمدرج التكراري في حالة عدم تساوي
 التكراري.

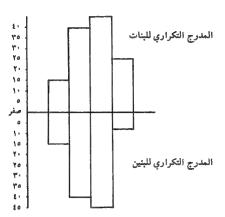
في هذه الحالة يتم تحويل التكرارات إلى تكرارات مثوية وبعد ذلك يمكن المقارنة بين الترزيعين في رسم واحدكما في شكل (١٥).

وفيما يلي توزيعين تكراريين لمجموعتين من الأطفال الذكور والأناث من حيث التعاون في مجال اللعب Cooperation وعدد مجموعة الذكور ٢٠ ومجموع الأناث ٢٠.

ك ٪ بنين	ك ٪ بنات	ك بنين	ك بنات	ن
١.	14	٧	۳	_0
ž o	٧٨	4	٧	-1.
٤٠	٤٠	٨	1.	_10
٥	Ÿ٠	١	٥	-4.
1	100	٧.	Yo	المجموع

وفيما يلي المدرجين التكراريين لتوزيع درجات البنين والبنات في السلوك التعاوني شكل (١٦).





ويلاحظ أننا في الرسم السابق شكل (١٨) قد مثلنا كل خمس تكرارات بواحد سنتيمتر .

جـ المقارنة بين توزيعين بالمدرج التكراري في حالة تساوى التكرارات:

يتم مباشرة تمثيل التوزيعين في رسم واحد كما في الشكل (١٩) من التكرارات الأصلية.

# ٤ - توضيح التكرار المتجمع الصاعد وبالرسم،

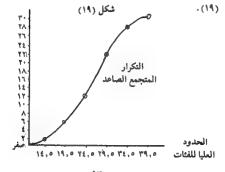
يمكن تمثيل التكرار المتجمع الصاعد في رسم بياني باستخدام المضلع أو المنحى التكراري بحيث يشير المحور السيني للحدود العليا

للفثات ويشير المحور الرأسي للتكرار المتجمع الصاعد.

وفيما يلي أحد التوزيعات التكرارية التي توضح درجات مجموعة من الأناث على أحد الاختبارات السوسيومترية Sociometric Test

ك متجمع صاعد	الحدود العليا للفئات	4	ٺ
Y	18,0	Y	18-1.
٦.	19,0	٤	19-10
14	71,0	٧	78_7.
41	19,0	٨	79-70
44	. 41.0	٦	48-40
۳۰	74,0	۳	44-40
		۳.	المجموع

ويوضح الشكل الأتي المضلع المتجمع الصاعد لهذا التوزيع شكل

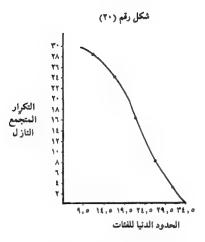


ه - اتوضيح التكرار المتجمع النازل وبالرسم،

ويمكن تمثيل التكرار المتجمع النازل أيضاً في رسم بياني باستخدام المضلع أو المنحنى التكراري. ويتم ذلك بعد حساب الحدود الدنيا للفئات وللتكرار المتجمع النازل. ويمثل الجدول التالي المتجمع النازل للمشال السابق (درجات مجموعة الأناث على الاختبار السوسيومتري).

التكرار المتجمع النازل	الحدود الدنيا اللفثات	Ð	ن
۴.	4,0	۲	18-1:
YA	18,0	٤	19-10
7 £	14,0	٧	74-7.
17	71,0	٨	74 _ Yé
4	74,0	٦	78-71
٣	۳ŧ,۰	۴	44-40
		۳۰	المجموع

ويمثل الرسم التالي شكل (٢٠) المضلع المتجمع النـــازل للتـــكرار المتجمع النازل في الجدول السابق .



أسئلة للمراجعة العامة للجزء السابق

١ ـ فيما يلي درجات خمسين تلميذاً من تلاميذ التدريب المهني على
 اختبار الاستدلال الميكانيكي Mechanical Reasoning .

14	10	11	*	11
٦	٣	4	1.	٨
A	14	1.6	4.	*
17	۲	17	10	10
15	18	4	17	١٤
Y .	11	٥	A	11

19	11	1 £	1.	10
صفر	17	7	4	صفر
۰	17	17	17	14
14	١.	17	17	٧

والمطلوب توزيع الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى الفئة فيه ٣. ثم إعادة توزيع نفس هذه الدرجات في جدول تكراري آخر مدى الفئة منه ٤.

 ٢ ـ يمثل الجدول التكراري الآتي درجات مجموعة من العاملات في مصنع تغليف علب الحلوى على اختبار السرعة اليدوية Manual Speed.

4	ن ن
٦	- 1.
1	10
1.	- 4+
٥	_ 70
۳۰	المجموع

## والمطلوب:

أ\_تعديل التوزيع السابق.

ب.. رسم المضلع التكراري قبل وبعد التعديل.

جـ ـ حساب التكرار النسبي.

د \_ حساب التكرار المئوي .

٣-فيما يلي توزيع الدرجات لمجموعة العمال قبل وبعد التدريب على

اختبار لقياس التآزر بين اليدين: Two Hand Co-ordination .

التوزيع بعد التدريب		التوزيع قبل التدريب		
1	ف ك		ٺ	
	-17	٧	-1.	
٥	-17	٨	-10	
10	- 44	14	_ Y•	
4	- 44	١٠	- Yo	
1.	-44	4	-4.	
٣	-47	٧	- 40	
٣	- £Y	۲	- £ ·	
٥٠	المجموع	٥٠	المجموع	

### والمطلوب:

أ ... رسم المضلع التكراري للتوزيع قبل التلريب.

ب ـ رسم المدرج التكراري للتوزيع بعد التدريب.

جـ ـ عدل التوزيع قبل وبعد التدريب باستخدام المتوسطات المتحركة.

يمثل التوزيع التكراري الآني درجات ٢٥ خمسة وعشرين شخصاً
 على اختبار الذكاء العملي: Performance Intelligence.

ف ۷۰ ـ ۸۰ ـ ۸۰ ـ ۹۰ ع

70 7 8 1. 0 7 4

والمطلوب:

 أ - حساب نسبة الأفراد الذين تقل درجاتهم عن ٨٤,٥ باستخدام التكرار المتجمع الصاعد.

 ب ـ حساب نسبة الأفراد الذين تزيد درجاتهم عن ٧٩,٥ باستخدام التكرار المتجمع النازل.

ج ـ إرسم المنحني المتجمع الصاعد للتوزيع السابق.

د - إرسم المنحنى المتجمع النازل للتوزيع السابق.

 عنما يلي درجات مجموعتين من تلاميذ المدارس على اختبار الشخصية أحداهما لتلاميذ المدارس الأميرية والأخرى لتلاميذ المدارس الخاصة. وعدد تلاميذ المدارس الأميرية ٣٠ ثلاثين. وعدد تلاميذ المدارس الخاصة ٢٠ عشرين.

تلامید (مدارس خاصة)					
		(مداوس أميرية)			
*	10	۵	٦		
1.	77	1	a		
70	Y1	٧.	11		
11 -	18	1.4	10		
1 8	14	17	٧		
٧	4	1	٨		
٨	٦	٧	4		
7	11	A	۳		
۵	11	14	11		
١.	1.0	14	14		
	(ad.lem 1 • Yo 11 • 18 • V	5)       (aklew)         61       F         71       • 1         71       • 1         31       • 11         7       P         7       P         7       P         11       F         11       F         11       F         11       F         11       F         12       F	الله الله الله الله الله الله الله الله		

والمطلوب:

أ .. المقارنة بين توزيع درجات المجموعتين.

ب ـ تعديل التوزيع لدرجات المجموعتين.

ج ـ رسم المدرج التكراري لدرجات تلاميذ المدارس الأميري.

د ـ رسم المنحني التكراري لدرجات تلاميذ المدارس الخاصة .

٦ - فيما يلي أعمار ٥٠ خمسين شخصاً أجرى عليهم أحد الباحثين
 دراسة سيكولوجية .

والمطلوب: عمل جدول تكراري لهذه الأعمار ثم تمثيل هذا الجدول بطريقتين من طرق الرسم.

سئة	شهر	سنة	شهر	سئة	شهر	سئة	شهر	سئة	شهر
۳	-	۳	٧	۳	Y	٧	٣	•	٧
ŧ	٧		7	۳	-	٣	٤		٣
۵	٠	٦	0	۰	4	٤	٤	5	4
۳	4	٥	٨		-	-	٨	۲	4
۰	٦	٧	-	-	٦.	٤	7	۳	٧
۳	11	٦	11	۳	١.		٤		4
٤	٧	٦	1+	٤	٧	٣	1	£	٣
٣	٣	٣	4	٦	٦	٤	1	۲	1
٥	11	٤	١			٤	٧	Ł	-
٦_	٨		1.	9	٨		٧	. *	٤.

# خامساً مقاييس النزعة المركزية CENTERAL TENDENCY M.

تبين من خلال الجزء السابق كيف استطاعت الإحصاء عن طريق توزيع الدرجات أو القيم في جداول تكرارية وتمثيل هذه التوزيعات التكرارية بالرسم أن تمد الباحث بكثير من الخصائص والصفات التي تتميز يها هذه المدرجات، والتي تمكس أيضاً بمجرد النظر مدى دقة البحث أو الدراسة التي تم عملها والمتمثلة في:

١ - اختيار العينة أي هل أختار الباحث العينة التي أجرى عليها بحثه بأحد الطرق العلمية المعروفة في اختيار العينات أم كان اختياره لها يعتمد على أسلوبه الشخصي والمداتي Subjective .

٧ - الاختبار أو الآداة المستخدمة أي هل استخدم الباحث الآداة التي أجرى عليها الكثير من المعالجات بحيث أصبحت مناسبة لمستوى عمر ولمستوى تعليم العينة التي يجسري عليها الدراسة أم استخدم أداة تالم صالحة للأطفال على الكبار أو استخدم أداة صالحة للكبار على الأطفال ، من ناحية ثانية استخدم أداة صالحة للمتعلمين على الأميين؟

ولا تقتصر حاجة الباحث من الدرجات الخام عندهدا الحد، كما أن ما تقدمه الإحصاء يتعدى مجرد توزيع الدرجات في جداول تكرارية وتمثيلها بالرسم إلى تلخيص هذه الدرجات جميعاً وتركيزها في درجة أو قيمة واحدة تغنى وتعبر عن كل قيم ودرجات المجموعة. ويطلق على تلك الأساليب التي تمد الباحث بهذه القيمة بالمترسطات Averages أو القيم الموكزية أو النزعة المركزية Central Tendency ومن هذه الأساليب:

١ ـ المتوسط الحسابي (أو الوسط الحسابي)
 ٢ ـ المسيط (أو الأوسط)
 ٢ ـ المسيط (أو الأوسط)

۱ - الوسيك (او الروسع) مستحدد. ۳ - المنوال (أو الشائع) Mode

ولهذه الأساليب قيمة تطبيقية في حياة الإنسان فلا تكاد تخلو حياته من الأرقام فصاحب المصنع يحتاج لمعرفة متوسط إنتاج مصنعه اليومي خلال الشهر فيقوم بجمع إنتاج كل يوم من أيام الشهر وقسمة الناتج على ثلاثين يوماً (أو ٢٨ أو ٣١) حيث يفيده ذلك في مقارنة متوسط إنتاج هذا الشهر بالشهر السابق أو الأسبق فيعرف من خلال المقارنة هل حدثت زيادة في إنتاج هذا الشهر أم حدث انخفاض فيبحث في سببه ويقوم بعمل الإجراءات التي تساحد على عدم تكرار ذلك.

# ١ \_ المتوسط الحسابي (أو الوسط الحسابي)

يعرف البعض المتسوط الحسابي لمنجعوعة من الدرجات أو القيم بأنه القيمة التي لو وزعت على كل فرد من أفراد العينة لكان مجموع هذه القيم هو المجموع المحقيقي للقيم الأولى. ويعرفه البعض الآخر بأنه متوسط عدد من القيم هو خارج قسمة مجموع هذه القيم على عدها. فلو كان لدينا عشرة أفراد طبقنا عليهم اختباراً لللكاء وكانت درجات هؤلاء الأفراد العشرة هي:

۵٧\_ ۰ ۲. - ۱۱۰ - ۱۰ - ۹. - ۹. - ۱۱۰ - ۲۱ - ۱۲۰ - ۸

فإننا نقوم بجمع هذه الدرجات (٨٩٥) وقسمة الناتج على عشرة

(فيكون المتوسط ١٩٥٠ = ٨٩٠) كما يلي:

ويرمز للمتوسط الحسابي (٨٩,٥) بالرمز دم».

ويرمز لمجموع القيم (٨٩٥) بالرمز مجـس.

ويرمز لعدد القيم (١٠) بالرمز ن.

ويكون المتوسط الحسابي على أساس ذلك م = مجيس وهناك ثلاث طرق للحصول على المتوسط الحسابي هي:

١ - الطريقة العادية أو الشائعة.

٢ - طريقة مراكز الفئات.

٣ \_ الطريقة المختصرة.

## أ ـ الطريقة الشائمة أو العادية

وهي الطريقة التي نستخدمها في حياتنا اليومية وهي التي سبق الكلام عنها، ونسوق مثالاً آخر عليها فلو فرض أن القيم الآتية تمثل الإنتاج اليومي خلال أسبوع لمجموعة من عمال الصلب:

A-14-4-11-10-11

فيكون مجموع هذه القيم هو:

V7 = A + 17 + V + 71 + 10 + 17

ويكون المتوسط الحسابي لهذه القيم هو:

17.77 = 7.71

أي أن مجـ س = ٧٦

، ن = ٢

17,77 = 6

#### ب ـ طريقة مراكز الفئات

الطريقة السابقة والشائعة على التي نستخدمها في حياتنا اليومية عندما نكون بصدد عدد قليل من القيم كما في الأمثلة السابقة. لكن الحياة اليومية تتميز بالأعداد الكبيرة من معدلات الإنتاج... إلخ. بحيث لو استخدمنا فيه مع هذه الأعداد الكبيرة الطريقة العادية حدثت الكثير من الأخطاء. ولنا أن نترقع أن يقرم صاحب مصنع بقسمة مجموع إنتاج مصنعه خلال العالم على عدد أيام السنة وهو و٣٣ يوماً ، أو بقسمة مجموع إنتاج العمال (بعد جمعه) على عدد العمال البالغ عددهم ألفين من العمال مثلاً. ولا يتوقف الأمر على احتمال وقوعه في الأخطاء بل أن هذه الطريقة وما تتطلبه من جمع وقسمة تستغرق وقتاً طويلاً وجهداً مضنياً يتنافى مع ما يقدمه لنا المعلم من اقتصاد في الوقت والجهد.

وتقوم طريقة مراكز الفتات أساساً على توزيع القيم في جدول تكراري، فلوفرض وطبقنا اختباراً من اختبارات الشخصية على ٥٠ شخصاً وكانت درجاتهم على النحو الآتي:

17 10 47 40 41

7V 74 W. WY YY

17 47 77 FT 77

AY F3 A 03 ,03

TV 11 0 T1 10

TY YO TY YA YI

19 TE YO YO T

11 12 10 10 17

TO 19 E9 E9 EY

77 78 7V 70 TA

17 YY 18 YY Y

فإننا نقوم بتوزيع هذه القيم في جدول تكراري كما يلي:

س×ك	س	<u></u>	ن
10	٧,٥	. Y	_ 0
17,0	14,0	١ ،	-1.
177,0	۱۷,٥	V	_ \ 0
14.,.	44,0	٨	- 4+
74.,.	۲V,٥	14	_ 70
177,0	44,0	٥	- 4.4
۳۰۰,۰	۳۷,٥	٨	-40
۸۵,۰	٤٢,٥	4	_£+
747,0	٤٧,٥	•	_ 10
1880, .		٥.	

وتتلخص الخطوات التي يتم بها الحصول على المتوسط الحسابي بهذه الطريقة فيما يلي:

١ ـ توزيع القيم في جدول تكراري.

Y = 1 لحصول على مراكسز الفتسات (س) ويتسم ذلك بجمع الفقة الأولى + الفقة الثانية وقسمة الناتج على اثنين (في المثال السابق:  $\frac{0}{Y} + L = 0$ , V = 1) ليتم الحصول على مركز الفقة الأولى وللحصول على مركز الفقة الثانية يكون أما بجمع الفقة الثانية + الفقة الثالثة وقسمة الناتج على اثنين كما في الفقة الأولى أو بإضافة ملى الفقة (وهي هنا = 0) على مركز الفقة السابقة فنلاً مركز الفقة الأولى = 0, V = 0 فيكون مركز الفقة الثانية V = 0 ومكذا مراكز باقي الفقات.

٣ ـ يتم ضرب مراكز الفئات في التكوارات (س × ك) أي ضرب مركز
 كل فئة في تكرارها فمثلاً مركز الفئة الأولى ه ,٧ وتكرار هذه الفئة ٢ فيكون
 س × ك = ٢ × ٧ ,٥ × ١٥ وهكذا.

\$ \_ نقوم بحساب مجـ س × ك وذلك بجمع ناتج ضرب مراكز الفتات في التكرارات (1829).

ه ـ نقوم بتطبيق القانون الآتى:

اي أن متوسط درجات المجموعة (٥٠ شخصاً) على اختبار الشخصية هـ ٩ . ٨٨ درجة .

#### جـ الطريقة المختصرة

لاحظنا ما تنطوي عليه طريقة مراكز الفئات أيضاً من صعوبات تتمثل في عملية ضرب التكرارات في مراكز الفئات، وما بكل من مراكز الفئات الشرص، وضرب مراكز الفئات في التكرارات من كسور تعرض الباحث لكثير من الاخطاء سواء في الجمع أو الضرب. ولذلك فإن حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة تغني الباحث من الوقوع في مثل هذه الاخطاء فيتم الحصول عليه بسهولة وبسرعة. وتقوم هذه الطريقة على أساس الانحراف الفرضي فتفرض مركزاً صفيرياً في منتصف التوزيع التكراري يزيد واحد صحيح في اقترابها من النهاية الكبرى للتوزيع وتقل في كل خطرة واحد صحيح في إقترابها من النهاية الصغرى للتوزيع وتقل في كل خطرة واحد صحيح في اقترابها من النهاية الصغرى للتوزيع والمثلان في التكرارات. وبالنسبة للتوزيع التكراري في المثال السابق تتم العمليات الآتية على هذا الجدول كما يتبين لنا فيما يلي:

كحَ	خ	Ð	ن
۸_	٤_	۲	_ 0
۳-	٣_	١	-11
۱٤ –	٧_	٧	- 10
۸-	١-	٨	~ Y•
صفر	صفر	14	_ 40
o ÷	1+	۵	-4.
14 +	٧+	٨	-40
+ ۲۰	<b>*</b> +	٧	- £ ·
۲۰ +	<b>£</b> +	٥	_ \$0
<b>PP</b> _		01	المجموع
<b>€∀</b> +			
18 +			

ويتبع ما يلمي في الحصول علمى المتوسمط الحسابسي بالطريقة المختصرة.

١ ـ حساب الانحراف الفرضي أو الفرض الصفري ويرمز له بالرمز ح وذلك كما سبق أن بينا وهو وضع صفر في منتصف التوزيم يزيد واحد صحيح في اقترابه من النهاية الكبرى للتوزيم ويتضح ذلك إذا نظرنا للانحراف الفرضي + ٢ نجد أنه يقابل الفئة ٣٠ ـ ولا نحراف الفرضي واحد صحيح في الفئة ٣٠ ـ . . . وهكذا . وينخفض الانحراف الفرضي واحد صحيح في اقترابه من النهاية الصغرى للتوزيم ويتضح ذلك إذا نظرنا للانحراف الفرضي ـ ١ نجد أنه يقابل الفئة ٢٠ ـ والانحراف الفرضي - ٢ يقابل الفئة ١٥ ـ . . . وهكذا . ولعلنا نشذكر أن الانحراف الفرضي هذا مشابه لمحاور تمثيل

البيانات بالرسم البياني فمثلاً المحور السيني أو المحور الصادي نجد أنه يتخذ له وسطاً مقداره صفر ثم يتزايد تزايداً موجباً في جهة وينقص تناقصاً سالباً في جهة أخرى كما نرى في الرسم الآتي:

٢ ـ ضرب كل انحراف فرضى في التكرار المقابل له لتحصل على ك

٣ ـ جمع حاصل ضرب الانحراف الفرضى في التكرارات وفي هذه الخطوة سنجد لدينا مجموعتين من الدرجات أحدهما ذا إشارات سالبة (وهو ضرب الانحراف الفرضي السالب في التكرارات) والآخر ذا إشارات موجبة. وفي هذه الحالة يتم جمع كل مجموعة على حدة ثم يطرح الصغير من الكبير وتكون إشارة حاصل الجمع حسب إشارة المجموع الكبير فلموكان مجموع النواقص - ٢٠ ومجموع الزوائد + ١٥ كان الناتيج - ٥ وأبو كان مجموع الزوائد + ٢٠ ومجموع النواقص – ١٧ لكان الناتج + ٣ ولو كان مجموع النواقص مساوي لمجموع الزوائد كان الناتج صفراً.

٤ \_ نقوم بعد ذلك بتطبيق القانون الآتي:

م = مركز الفئة الصفرية ± مجـ التـ - × ف

حيث أن:

م = المتوسط الحسابي مركز الفئة الصفرية = الفئة المقابلة للصفر + الفئة التي بعدها ...

وهي في المثال السابق =<u>٣٠ + ٢٠</u> = ٥٠ ٢٧ , ٥

عِـ ك ح = مجموع ضرب التكرارات في الانحراف الفرضي.

مجـ ك = مجموع التكرارات.

= مدى الفئة.

= تتحدر هذه الإشارة حسب إشارة الناتج في عمود مجدك ح.

# (٢) الوسيط (أو الأوسط)

يعرف الوسط Median بأنه الدرجة التي تقع في وسط (منتصف) تو زيع درجات مجموعة الأفراد. أو هو الدرجة التي يكون موقعها في منتصف المجموعة تماماً بين ترتيب هذه الدرجات فيكون قبلها نصف عدد الدرجات ويكون بعدها النصف الباقي لعدد الدرجات. فلو كان لدينا مجموعة من الأفراد عددهم خمسة طبق عليهم اختباراً لقياس القدرة العددية Dumerical وكانت درجاتهم على هذا الاختبار هي : ٣-٥-٩-٩-١٣ فإننا نقوم بترتيب هذه الدرجات بطريقتين على النحو الآتي:

تصاعدياً: ٥-٦-٨-٩-١٣.

فيكون الوسيط ٨ لأنه يقع في الوسط تماماً وعدد الدرجات التي قبله (٦٠٥) نصف عدد الدرجات، وعدد الدرجات التي بعده (١٣٠٩) هي النصف الآخر.

أو تنازلياً: ١٣ ـ ٩ ـ ٨ ـ ٩ ـ ٥

فيكون الوسيط ٨ لأنه يقع في الوسط تماماً أيضاً.

وسنذكر فيما يلي كيفية حساب الوسيط من القيم الخام ومن الجمدول التكراري ومن الرسم باستخدام التكرار المتجمع الصاعد والنازل المثويين.

أ .. حساب الوسيط من القيم الخام:

١ \_ في حالة الأعداد الفردية:

أي عندما يكون عدد العينة التي يجري عليها الباحث دراسته فردية كان

يكون قد أجرى بحثه على ثلاثة افراد أو خمسة أو سبعة أو ٩ أو ١١ أو ١٣ أو ١٥ أو ١٧ أو ١٩ أو ٢٩ ... وهكذا.

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة من سبعة أطفال لمعوقة القدرة على التذكر لديهم وكانت أعمارهم:

V-9-17-11-0-4-V

ولحساب وسيط هذه الدرجات نقوم بترتيبها ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً. كما سبق أن بينا على النحو الآتر.:

17-11-4-4-V-V-0

فيكون حساب الوسيط كالأتي:

 $\frac{1+i}{v} = \frac{i+i}{v}$ 

حيث و = الوسيط، ن = عند القيم أو درجات الأفراد أي عند أفراد العينة .

١ = أي أن الدرجات فردية ليكن رتبة الوسيط حسب ذلك:

رتبة الوسيط =  $\frac{V+V}{V}$  ع

أي أن رتبة الوسيط هي الدرجة الرابعة أي الدرجة ٩

٢ ـ في حالة الأعداد الزوجية:

ويكون ذلك عندما يقوم الأخصائي بإجراء دراسته على عينة من الأفراد عندهم زوجي أي فردين أو أربعة أفراد أو ٦ أو ٨ أو ١ أو ١٢ أو ١٤ أو ١٦ أو ١٨ أو ١٨ وهكذا.

مثال:

أجريت دراسة على عينة من العمال علدهم عشرة وكانت أجورهم كما يلي :

. 1A - YE - Y1 - 10 - 19 - 1V - Y0 - 9 - 1W - Y.

فيكون ترتيب هذه الأجور ترتيباً تصاعدياً كما يلي:

10-11-11-14-14-14-17-17-17-97

وبالنظر للدرجات السابقة نجد أن هناك قيمتين في الوسط هما ١٩، ١٩ يسبقهما نصف الدرجات ٩، ١٣، ١٥، ١٧ ويجيء بعدهما النعف الباقي من الدرجات ٢٠، ٢١، ٢٤، ٢٥ ويمكن تحديد رتبة القيمتين اللتين في الوسط على النحو الآتي:

رتبة القيمة الأولى  $=\frac{\dot{\psi}}{\psi}$  وهي في المثال السابق  $=\frac{\dot{\psi}}{\psi}$ 

أى القيمة التي يكون ترتيبها الخامس وهي القيمة ١٨.

أى القيمة التي يكون ترتيبها السادس وهي القيمة 14.

و بعد ذلك يمكن حساب الوسيط كما يلى:

الوسيط = مجموع القيمتين اللتين في الوسط

وبالتعويض في المثال السابق:

الوسيط = ١٩ + ١٨ = ٥٠ الوسيط = ١٨,٥

ب - حساب الوسيط في الجدول التكراري:

ويتـــم ذلـك عندما يكون البحث الذي أجري ذا أعداد كبيرة ويكون

الاحتمال كبيراً للوقوع في الخطأ إذا استخدمت الطريقة السابقة، هذا بالإضافة إلى صعوبة تطبيقها. وفي مثل هذه الأحوال (الأعداد الكبيرة) لا بد من توزيع الدرجات في جدول تكراري فلو فرض وكان لدينا جدولاً تكرارياً التوزيع درجات مجموعة من الأفراد عددهم خمسين على اختبار للتوتر كما يلى:

فإنه يلزم إيجاد التكرار المتجمع الصاعد لإكمـال الجـدول تمهيداً للحصول على الوسيط.

تكرار متجمع صاعد	1	ن
٣	٣	_ 0
17	18	-1.
YY	1.	-10
777	4	- 4 •
٤٨	14	_ 40
٥٠	4	-4.
	0.	

وتحسب رتبة الوسيط كما يلي = 
$$\frac{2-6}{7}$$
 = أي  $\frac{6}{7}$  = 70

ويكون حساب الوسيط باستخدام القانون الآتي:

و = الحد الأدنى للفئة الوسيطية +

## رتبة الوسيط - تكرار متجمع صاحد للفشة قبل الوسيطية × مدى الفشة تكرار الفشة الوسيطية .

حيث أن:

و = الوسيط

الحد الأدنى للفئة الوسيطية =

وهي الفئة التي يقع فيها التكرار المتجمع المساعد لرتبة الوسيط فمثلاً رتبة الوسيط في المشال السابق = 70 وموقعها في التكرار المتجمع الصاعد بين التكرار المتجمع الصاعد 17 أي أن الحد الاذن للفئة الوسيطية هو 10 -

مجموع التكرارات مقسومة على اثنين

رتبة الوسيط=

### تكرار متجمع صاعد للفئة قبل الوسيطية =

أي التكرار المتجمع الصاعد للفشة قبل الوسيطية فالفثة قبل الوسيطية في التكرار السابق هي الفثة ١٠ ـ والتكرار المتجمع الصاعد المقابل لها هو ١٧.

تكرار الفئة الوسيطية =

التكرار الأصلي المقابل للفئة الوسيطية فإذا كانت الفئة الوسيطية هي ١٥ ـ فإن تكرارها هو ١٠.

مدى الفثة =

وهو في هذا المثال يساوي ه.

e vitrae 
$$\frac{1}{1}$$
 e vitrae  $\frac{1}{1}$  e vitrae vitrae vitrae  $\frac{1}{1}$  e vitrae v

= ١٥ + <del>١</del>٠٤ = ١٥ + ٤ = ١٩ أي أن قيمة الوسيط= ١٩

جــ حساب الوسيط عن طريق الرسم:

ويمكن حساب الوسيط بالرسم وذلك بحساب التكرار المتجمع النازل والتكرار المتجمع الصاعد.

مثال:

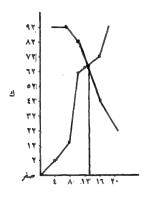
أجريت دراسة على ٤٠ أربعين شخصاً لمعرفة اتجاهاتهم نحو الحرب والسلام فكانت درجاتهم موزعة كما يلى:

تكرار متجمع صاعد مثوي	تكرار متجمع صاعد نسبي	تکرار متجمع صاعد	2	ŗ
۲	, • ٢	١	1	- \$
18	,18	۲.	۰	-۸
7.7	٠,٦٢	19	۱۳	-17
VY	٠,٧٢	79	1.	-17
1	١,٠٠	٤٠	11	- Y+
			٤٠	

ويكون التكرار المتجمع المئوي النازل لهذا التوزيع هو:

تكرار متجمع ناز ل مثوي	تكرار متجمع نازل نسپي	تکرار متجمع ناز ل	ن	4
1	١,٠٠	٤٠	1	- £
4٧	٠,٩٧	79	٥	۱۵۸
٨٥	٠,٨٥	41	15	- 14
۲٥	٠,٥٢	41	١.	-17
**	٠, ٧٧	11	11	- Y •
			٤٠	

ويتم رسم المنحنى لكل من التكرار المثوي الصاعد والتكرار المثوي النازل كما يلي:



وبطبيعة الحال فإن قيمة الوسيط تتحدد بإسقاط خط على محور الفئات عند تلاقي المضلع التكراري المثري الصاعد مع المضلع التكراري المثوي النازل، وتكون قيمة الوسيط عند النقطة التي يقع عندها الخط الساقط في محور الفئات وبطبيعة الحال فإن قيمة الوسيط عن طريق الرسم لا تكون بنفس دقة حسابه عن طريق الجدول التكراري كما في ثانياً.

### (٣) المنوال Mode

المنوال هو أكثر القيم التي تحصل على أكبر تكرار، وعلى ذلك يعتبر المنوال أكثر الدرجات شيوعاً. وهناك طريقتين للحصول على المنوال الأولى حسابية من الجدول التكراري والثانية عن طريق المرسم:

وهناك طريقتين للحصول على المنوال الأولى بصورة حسابية من الجدول التكراري والثانية عن طريق الرسم:

#### أ ـ حساب المنوال من الجدول التكراري:

ويتم ذلك عن طريق تحديد أكبر تكرار في الجدول وتكون الفشة المقابلة له هي الفثة المنوالية . وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الخاص بذلك.

مثال : ويتضح لنا الكلام السابق من خلال تطبيقه على أحد الأمثلة .

تحديد التكرارات المستخدمة في حساب المنوال		ت
	٣	0
تكرار الفثة قبل المنوالية	٧	-11
أكبر تكرار تقابله الفثة المنوالية ١٥ ـ	17	-10
تكرار الفثة بعد المنوالية	٨	_ *•
		_ 70

وللحصول على قيمة المنوال بعد ذلك يتم تطبيق القانون الأتي:

المنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + مدى الفئة

تكرار الفئة بعد المنوالية

× مجموع تكراري الفئة قبل وبعد المنوالية

وبالتعويض عن القانون السابق في المثال السابق أيضاً تصبح قيمة المنوال هي:

$$V, T, T + 0 = \frac{4}{10} + 0 + \frac{\Lambda}{\Lambda + V} = 0 + 0 + \frac{4}{10} = 0 + T, T$$

$$= T, V, T$$

ب حساب المنوال عن طريق الرسم:

ويمكن حساب المنوال عن طريق الرسم باستخدام المدرج التكراري أيضأ ويوضح لنا المثال التالي هذا الكلام:

مثال:

تحديد التكرارات المستخدمة في حساب المنوال	4	ن
	٥	-4"
تكرار الفثة قبل المنوالية	٦	-7
تكرار الفثة المنوالية	٧	-9
تكرار الفئة بعد المنوالية	٦	-17
	۳	-10

وتكون الخطوات التي تتبع للحصول على المنوال من المدرج التكراري هي:  ا عقوم برسم تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة التي قبلها والتي بعدها فقط.

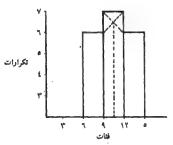
٢ ـ نقوم بإيصال الطرف الأيمن لقمة الفشة قبل المنوالية بالطرف
 الأيمن لقمة الفئة المنوالية وذلك بمدخط بينهما.

٣ ـ نقوم بإيصال الطرف الأيسر لقمة الفئة بعد المنوالية بالطرف الأيسر
 لقمة الفئة المنوالية وذلك عن طريق مدخط بينهما.

٤ ـ بعد عملية الإيصال السابقة سنجد أن الخطين يتقاطعان.

ه ـ نقوم بإنزال مستقيم من نقطة تقاطع الخطين السابقين على
 المحور السيني الخاص بالفتات.

٦ ـ تعتبر نقطة سقوط المستقيم على المحور السيني هي قيمة العنوال.
 ويوضح الرسم التالي للمثال الشابق هذا الكلام.



وتكون قيمة المنوال كما يتحدد من خلال النقطة التي سقيط عليهــا المستقيم المنقطفي محور الفئات و ١٠٠ تقريباً. ويمكن التحقق من ذلك من خلال حساب المنوال من الجدول التكراري كما يلي:

$$1 \cdot , 0 = \frac{\eta}{\sqrt{4}} \times \psi + \eta = \frac{\eta}{\sqrt{4} + \psi} \times \psi + \eta = 0, 0$$

#### بعض المشاكل في المتوال:

قد نجد في بعض الأحيان اشتمال الجدول التكراري على أكبر تكرارين متساويين في القيمة كما يلى:

4	ٺ
1	_0
٨	_Y
٧	-1
٨	-11
٤	- 14
Y	-10

وكما سبق يلاحظ في الجدول السابق أن أكبر تكرار هو ٨ ويوجد هذا التكرار في مقابل الفتتين ٧ ــ ، ١١ ـ ويعني مشل هذا التكرار أنسا بصدد مجموعتين واحدة ولذلك يلزم الحصنول على منوالين لا منوال واحد كما يلى:

قيمة المنوال الأول = 
$$\vee + 7 \times \frac{7}{7+7} = \vee + 7 \times \frac{7}{7}$$

$$= \vee + \frac{3}{7} = \vee + 777, / = 777, \Lambda$$
قيمة المنوال الثاني =  $17 + 7 \times \frac{3}{7+3} = + \frac{\Lambda}{7} = 17 + \sqrt{7}, I$ 

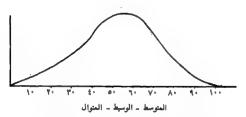
$$= -\sqrt{7} + 7 \times \frac{3}{7+3} = -\frac{\Lambda}{7} = 17 + \sqrt{7}$$

$$= -\sqrt{7} + 77$$

ويمكن اعتبار متوسط المنوالين السابقين المنوال الذي يعبر عن القيمة الأكثر شيوعاً للجدول السابق : العلاقة بين المتوسطات الثلاث في التوزيع التكراري:

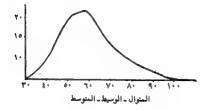
يقعمد بعلاقة المتوسطات الشلاث (المتوسط الحسابي ـ الـوسيط ـ المنوال) موقعهم في التوزيع التكراري بالنسبة لبعضهم البعض.

1 - وعندما يكون التوزيع اعتدالياً (يقصد بالتوزيع الاعتدالي أن القيم الأصلية الموضوعة في الجدول التكراري نابعة من عينة تمشل المجتمع الأصلي تمثلاً سليماً وعشوائياً. وأن أداة القياس التي تم استخدامها - اختبار ذكاء مثلاً - مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العينة كما أن الاختبار ذكاء مثلاً - مناسبة لمستوى سن وتعليم أفراد العينة كما أن الاختبار نفسه أجريت عليه معالجات إحصائية كثيرة للتأكد من صلاحيته) نجد أن قيم المتوسطات الثلاث واحدة وبالتالي فإن موقعهم في المنحنى التكراري يكون في نقطة واحدة كما يلى:



(موقع المتوسط والوسيط والمنوال في التوزيع الاعتدالي).

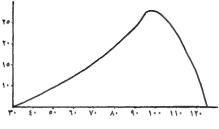
٢ ـ في حالة التوزيعات الملتوية أي التوزيعات التكرارية التي تكون فيها الدرجات والقيم الأصلية نابعة من تطبيق اختبار ذكاء مثلاً على عينة من ضعاف المقول أي أن الاختبار يكون صعباً في مستواه بالنسبة لهم. أو أن يطبق اختبار سهل في مستواه على طلبة في المدارس الثانوية أو الكليات الجامعية فينجح معظمهم في الاختبار. ويكون التوزيع في حالة ضعاف العقول موجب الالتواء Positively skewed وذلك لأن التكرارات تكون



مجتمعة عند القيم الصغيرة ويكون موقع الوسيط في الوسط، والمنوال على اليسار والمتوسط على اليمين.

## ٢ \_ موقع المتوسط والوسيط والمنوال في التوزيع الموجب الالتواء:

ويكون التوزيع في حالة طلبة الكليات سالب الالتواء Negatively أي تكون التكرارات متجمعة عند القيم الكبرى أي أن معظمهم ينجحون في الإجابة على معظم أسئلة الاختبار ويكون موقع الوسيط في الوسط والمنوال على اليمين (عكس حالة الالتواء الموجب) والمترسط على اليسار.



المنوال - الوسيط - المتوسط

٣ ـ موقع المتوسط والمنوال والوسيط في حالة التوزيع السالب الالتواث.

الحصول على قيمة المتوسطات الثلاث في حالة غياب أحدهما:

يمكن الحصول على قيمة أحد المتوسطات الثلاث إذا توفرت قيمة المتوسطات الآخران عن طريق المعادلات الآتية :

١ \_ المتوسط الحسابي = ٦ الوسيط - ١ المنوال

٧ \_ الوسيط = ١٠ المنوال + ١٠ المتوسط الحسابي

ويوضع المثال الآتي هذا الكلام.

وقيمة المنوال في المثال السباق = ٦٧, ٦٦ وقيمة الوسيط= ١٨,١

وقيمة المتوسط= ١٨٠٣٣

١ - الحصول على المتوسط من قيمة الوسيظ والمتوال:

 $\frac{\alpha\xi, \gamma}{\gamma} = \xi V, \eta \eta \times \frac{1}{\gamma} - \eta \Lambda, \eta \times \frac{\gamma}{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$ المتوسط

 $1A, YY = A, AY - YV, 10 = \frac{1V, 77}{V} =$ 

٢ - الحصول على الوسيط من قيمة المتوسط والمتوال:

 $\frac{1}{T} \times T^{T}, \forall T \in \mathcal{T}$ 

 $1A, \cdot 4 = 17, 71 + a, AA = \frac{\gamma_1, 7\xi}{\gamma}$ 

٣- الحضول على المنوال من قيمة الوسيط والمتوسط:

المنوال = ٣× ١٨,١ - ٢ × ٣٣, ١٨ = ٣, ١٥ - ١٢, ٣٧= ٢٢, ١٧.

# تمارين على المتوسطات

 ١ \_ أجرى باحث دراسة على مجموعة من الأطفال المشردين بهدف التعرف على مستوى ذكائهم وكان عددهم ثلاثين طفلاً ودرجاتهم كانت كما يلى:

YV\_Y3\_T1./\_XP\_YY\_T...YP\_YX\_\$

PT-77-AY-1.Y-47-0Y-A4-VY-11.-1.

### والمطلوب أولاً :

١ ـ توزيع الدرجات السابقة في جدول تكراري مدى الفئة فيه ١٠.

٢ ـ حساب المتوسط الحسابي بطريقتين.

٣\_حساب الوسيط بطريقتين.

٤ - حساب المنوال بطريقتين.

## والمطلوب ثانياً.

١ ـ رسم المضلع التكراري للدرجات السابقة بعد توزيعها في جدول
 تكراري مرة ثانية على أن يكون مدى الفئة ١٥.

٧ \_ تسوية التوزيع باستخدام المتوسطات المتحركة .

٣ ـ رسم المدرج التكراري.

٢ ـ فيما يلي توزيعين تكرارين لمجموعتين من الإناث والذكور على
 أحد الاختبارات النفسية .

ك أناث	ك ذكور	ت
14	<b>Y</b>	-1.
14	٨	-14
14	10	-18
74	**	-17
17	**	- 14
٨	*	_ Y •
4.	A .	

# المطلوب أولاً:

- ١ ـ المقارنة بين المجموعتين باستخدام المضلع.
  - ٢ ـ حساب المنوال في مجموعة الذكور.
- ٣ حساب المتوسط الحسابي في مجموعة الإناث.
  - ٤ ـ حساب الوسيط في مجموعة الذكور والإناث.

# سادساً مقاييس التشتت

# Measure of Scattering

مقدمة: إن النتائج التي نخرج بها من المتوسطات الحسابية مضللة إلى حد كبير إن لم تقترن بمعامل آخر هو الشتت. والدليل على ذلك الكلام أنه لو كان لدينا مجموعتين من الأفراد طبق عليهما أحد اختبارات القدرات وكان عدد الأفراد في كل مجموعة أربعة وكانت درجات المجموعتين على الاختبار كما يلى:

> الأشخاص: ١ ٧ ٣ ٤ مج المتوسطة المجموعة الأولَى: ٥٠ ٥ صفر ٢٠ ٨٠ ٢٠ المجموعة الثانية: ٢٠ ٨٠ ٢١ ٢١ ٨٠ ٢٠

ويتبين لنا من خلال ما سبق أن المتوسط في المجموعتين واحد رغماً من أن الأفراد في المجموعة الثانية متقاربين في درجاتهم من بعضهم البعض ومن المتوسط. إلا أنه في المجموعة الأولى نجد أن الشخص الأول قلا حصل على درجة ٥ خمسة والثالث حصل على درجة صغر والرابع حصل على درجة ٢٥ خمسة وعشرين ونلاحظ أن درجات أفراد هذه المجموعة متباعدة عن بعضها البعض ورغما من ذلك فإن متوسطها مماثل لمتوسط المجموعة الثانية ولمعرفة الوضع المجموعة الثانية ولمعرفة الوضع

بعض. ولا يعني ذلك أن المتوسط لا قيمة له بل أن مقياس التشتت يفيد في تفسير المتوسط بل والظاهرة موضوع الدراسة ولقياس التشتت عدة أساليب منها:

١ ـ المدى المطلق Range

Y ـ نصف المدى الربيعي Semi interquartile Range

٣ ـ الانحراف عن المترسطMean deviation

2 \_ الانحراف المعياري Standard deviation

# (١) المدى المطلق

يعتمد المدى المطلق في حساب على أعلى قيمة وأدنى قيمة في التوزيع. ويتم طرح أدنى قيمة من أعلى قيمة. فلو كان لدينا القيم الآتية وهي درجات عشر أفراد في اختبار للقدرة اللفظية Verbalability.

فإننا نلاحظ أن أصغر قيمة هي درجة الفرد رقم (٧) وهي الدرجة ٢ وأن أكبر قيمة هي درجة الفرد رقم (٤) وهي الدرجة ٢٥. ولـذا فإن الممدى المطلق يساوى:

المدى المطلق = أخبر قيمة - أصغر قيمة.

وبالتعويض تصبح قيمة المدى المطلق في المثال السابق:

المدى المطلق = ٢٥ - ٢ = ٢٣

حساب المدى المطلق في جدول تكراري

ويمكن الحصول على المدى المطلق من الجنول التكراري وهـو يساوي: المدى المطلق = الحد الأعلى لأعلى فئة - الحد الأدنى لأدنى فئة.

4	ف
٣	_ 0
٤	-1-
0	-10
٣	- Y ·

الحد الأدنى لأدنى فئة = ه الحد الأعلى لأعلى فئة = ٢٤ المدى المطلق = ٢٤ - ٥ = ١٩.

## (٢) نصف المدعى الربيعي

لاحظنا في المدى المطلق أنه يعتمد في حسابه على أعلى قيمة وعلى أدنى قيمة إذا كتا سنقوم بحسابه من القيم الخام مباشرة . أما إذا كتا سنحصل عليه من الجدول التكراري فإنه يعتمد أيضاً في حسابه على أعلى فئة وعلى أدنى فئة . أي أن عيب المدى المطلق يتركز في اهتمامه عند حسابه على قيمتين مهملاً باقي القيم وهاتين القيمتين المتطرفتين لا تمثلان بطبيعة الحال قيم المجموعة .

ولتلافي العيب السابق يهتم نصف المدى الربيعي في حسابه على الجزء المتوسط من القيم مع إهمال القسم العلوي والقسم السفلي. ويتم استخراجه بإيجاد التكرار المتجمع الصاعد لتكرارات المجموعة كما في المثال الآذي:

ک صاعد	-51	ن
14	14	صفر
٤٠	44	-1.
٧٦.	44	_ 4.
117	٤٠	_4.
184	744	_ £ •
١٦٨	٧٠	_0.
177	٨	-1.
	177	

ولحساب نصف المدى الربيعي من الجدول السابق نتبع ما يلي:

 $\frac{T}{4} \times 2 = 4$  منقوم بحساب رتبة الربيم الأعلى وهو يساوى = عدك ×

(أو طرح رتبة الربيع الأدني من مجموع التكرارات ويكون الناتج هو رتبة الربيع الأعلى).

٣ ـ نقوم بتحديد رتبة الربيعين الأدنى والأعلى بالنسبة للتكرار الصاعد.

٤ \_ نقوم بحساب قيمة الربيع الأدنى والربيع الأعلى باستخدام القانون الآتي.

قيمة الربيم = الحد الأدنى للفئة الربيعية + مدى الفئة ×

رَبَّةِ الربيع ـ التكرار المتجمع الصاعد للفئة قبل الربيعية تكرار للفئة الربيعية

ويلاحظأن القانون السابـق هو نفس قانـون الـوسيط مع تغيير كلمـة الوسيط بالربيعية . مـ بعد ذلك يتم حساب نصف المدى الربيعي بالقانون الآتى:

 $\frac{(7-1)^{-1}}{4}$ نصف المدى الربيعي =  $\frac{(7-1)^{-1}}{4}$ 

، ر٣ = الربيع الثالث ، ر١ = الربيع الأول .

ونطبق الخطوات السابقة على المثال السابق كما يلي:

١ - رتبة الربيع الأدنى = ٢٠٠١ = ٤٤

 $177 = \frac{7}{4} \times 177 = 177 \times \frac{7}{4} = 177 \times \frac{7}{4}$ 

144 = \$\$ - 144 =

٣- تقع رتبة الربيع الأدنى في التكرار المتجمع الصاعد بين ٤٠، ٧٦.

٤ - تفع رتبة الربيع الأعلى في التكرار المتجمع الصاعد بين ١١٦،
 ١٤٨.

٦ ـ قيمة الربيع الأعلى:

= • \$ + • f × \frac{\fracc}{\frac{\fir}{\fint}}}}}{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\fir}}{\frac{\frac{\frac{\fir}{\fir}}}}}}{\frac{\frac{\frac{\frac{\fir}{\fir}}}}}{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\fir}}}}{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\fir}}}}}}{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\fir}{\fin}}}}}}{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\fir}{\finit}}}}}}{\frac{\frac{\frac{\fir}{\fir}}}}}{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac{\frac

 $Y_{-\frac{1}{2}} = \frac{9}{2} \frac{1111}{2} \frac{11}{2} \frac{1$ 

11,90=17,09=

ويرمز للربيع الثألث بالرمز ره

وللربيع الأول بالرمز ر١

وفي الإنجليزية يرمز للربيع الثالث بالرمز Q3 وللربيع الأولQ1.

استخدام الربيع في استخراج المجموعات المتطرقة من التوزيع:

يمكن أن يستخدم الباحث قيمة الربيع الأعل فيا فوق للكشف عن الأفراد

الموجودين في التوزيع ويمثلون أعلى أداء، وتستخدم قيمة الربيع الأدنسى فما أقل للكشف عن الأفراد الذين يقعون في التوزيع ويمثلون أقل أداء. ويطلق على مثل هذه المجموعات بالمجموعات المخططة المستخرجة من جماعة ذات أصل واحد كجماعة الفصل المدرسي مشلاً والتي يمكن من خلال الربيع معرفة المتفوقين دراسياً وغير المتفوقين.

و بعد عملية فصل كل مجموعة على حدة يمكن حساب دلالة الفرق بين تحصيلهم بأسلوب الدلالة المناسب كما سنرى فيما بعد.

# (٣) الانحراف عن المتوسط

وجدنا في نصف المدى الربيعي أنه يقتصر على القيم التي في وسط الترزيع مهملاً القيم التي في طرفي الترزيع . وهذا عيب لا يمكن إغفاله ولذلك فلا بدمن مقياس للتشتت يضع في اعتباره القيم جميعاً . ويعتبر كل من الانحراف عن المتوسط والانحراف المعياري من مقاييس التشتت التي تضع في حسابها كل القيم ولذلك يشيع استخدامهما.

وهناك طريقتان لحساب الانحراف عن المتوسط الأولى من القيم الخام والثانية من الجدول التكراري.

#### أ-حساب الانحراف عن المتوسط من القيم الخام:

. ويعتمد ذلك على حساب المتوسط الحسابي للقيم ثم حساب انحراف هذه القيم عن المتوسط. ثم جمع مجموع الانحرافات بصرف النظر عن الإشارات وقسمة الناتج على عدد القيم فيساوي خارج القسمة الانحراف عن المتوسط.

#### مثال:

انحراف القيم عن المتوسط	القيم	الأشخاص
1 +	£ 0	١.
۸+	٥٢	۲
14 +	74	٣
14-	٣١	£
7 +	0 •	
٧	4.4	7
14 -	<u> 70</u>	٧
<u> ** +                                 </u>		مجه القيم = ١
<u> 44 -</u>	£	متوسط القيم = ٨٠٠

مجموع الانحرافات بصرف النظر عن الإشارات = ٣٤ + ٣٤ = ٦٨ الانحراف عن المتوسط = ٣٠ + ٧ = ٩,٧١

والخطوات التي تم اتباعها هي:

١ - جمع القيم للأشخاص السبعة.

٢ - قسمة مجموع القيم على عدد الأشخاص لتحصل على المتوسط.

٣-حساب انحراف كل قيمة عن المتوسط بطرح المتوسط من القيمة .

٤ -جمع الانحراف الموجب الإشارة والسالب الإشارة كل على حدة ،
 ويجب أن يكون كلا الانحرافين متساوياً . فيكون الناتج صفراً .

 - جمع الانحرافات الموجبة والانحرافات السالبة بصرف النظر عن إشاراتها، على بعضهما البعض.  ٦ ـ قسمة مجموع الانحرافات على عدد الأشخاص لنحصل على الانحراف عن المتوسط.

ب . حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري:

يعتمد حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري على حساب الفرق بين المتوسط الحسابي ومركز الفئة وضرب هذا الفرق في تكرار الفئات . . . يتضح هذا الكلام في المثال الآتي :

#### مثال:

س م × ك	س-م	س	كح	خ	4	Ĺ
<b>ξ</b> 0	٩	٩	۲۰	£ -	٥	- ^
٨٤	٧	11	۳٧ ـ	۳-	14	-1.
٧٥	٥	14	۳۰_	٧_	١٥	-17
et	٣	١٥	۱۸-	١-	١٨	-18
10	١	17	~	صفر	١٥	-17
۱۷	١	14	17 +	۱+	17	-14
٥٧	۳.	۲۱ '	47V +	`Y+	19	. <b>- ۲</b> +
00	0	74	77 +	#+	11	- 44
174	٧	Yo	44 +	£ +	4	- 48
۸۱	٩	YV	£0 +	0+	•	44
987			199+		14.	
			1 * £ =			
	·		70+			

وخطوات حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري هي:

- ١ \_ حساب المتوسط الحسابي.
  - ٢ \_ حساب مراكز الفثات.
- ٣ حساب الفرق بين مراكز الفئات والمتوسط.
- غرب الناتج من الخطوة السابقة في التكرارات.
- ه \_ نقوم بجمع العمود س م × ك .
- ٦ نقوم بقسمة الناتج في الخطوة السابقة على مجموع التكرارات.

# لنحصل على الانحراف عن المتوسط. بحس-م×ك

ويتضع الكلام السابق بالتعويض عن القانون كما يلي: المتوسط الحسابي =  $10 + \frac{1}{100} \times 1 = 10$ 

 $8.7 = \frac{0.57}{100} = 100$ 

## (٤) الانحراف المعياري

يتشابه الانحراف المعياري مع الانحراف المتوسط في طريقة حسابه والاختلاف الوحيد يتركز في أن الانحراف المعياري يتخلص من الإشارات بتربيع القيم. وللحصول على الانحراف المعياري توجد طريقتان:

الأولى: من القيم الخام.

والثانية: من الجدول التكراري.

### أ .. حساب الانحراف المعياري من القيم الخام:

وتتلخص هذه الطريقة بعد حساب الانحراف عن المتوسط تربيع هذا الانحراف (للتخلص من الإشارات) ثم إيجاد الجذر التربيعي لمجموع هذه الانحرافات مقسومة على عدد الأشخاص. والانحراف المعياري بهذه

الصورة عبارة عن الجذر التربيعي لمتوسط مربمات الانحرافسات عن المتوسط.

مثال:

مربع الانحراف من المتوسط	الانحراف عن المتوسط	القيم	الأقراد
١	١	40	١
4	٣_	۳۷	۲
188	14-	۲٠	۳
1	١٠	££	1
17	ŧ-	۳۰	۵
Y0		44	٦
•	4	71	٧
٣٠٤		747	

المترسط = ۲۲۸ ÷ ۷ = ۲۴

$$1,09 = \overline{1,20} = \overline{1,20} = 0,70$$

ب - حساب الانحراف المعياري من الجدول التكراري:

وتتبع في ذلك نفس خطوات حساب المتوسط ثم تضرب ك حَ في حَ لنحصل على ك تَح، وبعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي :

حيث أن:

ع = الانحراف المعياري.

ف = مدى الفثة.

بحـ ك حُ = مجموع ضرب الانحراف ك حُ في حُ .

مجـ ك= مجموع التكرارات.

مجدال ح = مجموع ضرب الانحراف ح في التكرار.

مثال:

ك أح	كح	ځ	설	ٺ
۳	٣-	١-	٣	_ 0
-	-	صفر	٤	-1.
۸	۸+	۱+	٨	-10
٧.	۱۰+	¥ +	٥	- 4+
71	٣-		٧٠	
	1A +			
	10+			

وبالتعويض عن القانون السابق تكون قيمة ع هي:

$$\frac{1}{\sqrt{1-1}} = \frac{1}{\sqrt{1-1}} = \frac{1}$$

#### تمارين على مقاييس التشتت

١ ـ يوضح الجدول التكراري الآتي توزيع درجات مجموعة من الطلبة
 في أحد مقاييس الاتجاهات.

4		<b>ن</b>
٣		-1.
٤	•	_ Y •
14		-41
11		- 8 *
١.		-0.
1.		-3:

#### والمطلوب حساب:

١ - المدى المطلق.

٢ - نصف المدى الربيعي .

٣ ـ الانحراف عن المتوسط.

٤ - الانحراف المعياري.

٢ ـ فيما يلي قيم ٤٠ أربعين عامالاً على اختبار للمعلومات المتكانكة:

والمطلوب:

١ ـ حساب المدى المطلق.

٢ ـ توزيع القيم في جدول تكراري.

 ٣ ـ حساب التشت عن طريق: نصف المدى الربيعي والانحراف المعيارى.

# سابعاً المعاييز Norms

مقدمة: إن القيمة الخام في أي مجموعة من القيم لا تعطي معنى أو دلالة. فإذا فرضنا أن شخصاً ما أخذ في مادة 10 من حشرسن  $(\frac{n}{\sqrt{10}})$  فإن هذه الدرجة لا تدل على ما إذا كان هذا الشخص قوياً في هذه المسادة أو متوسطاً أو ضعيفاً. فقد يكون الاختيار صعباً حتى أن هذه الدرجة هي أعلى الدرجات وقد يكون سهلاً بحيث أن هذه الدرجة أقل الدرجات أو قد يكون متوسطاً بحيث أن هذه الدرجة تقع في وسط الترزيع .

لهذا فإن القيمة الخام Raw Score لا تستعمل عادة في المقارنات ومن الوسائل المستخدمة لهذا الغرض الدرجة المعيارية والمثينية.

#### ١ ـ الدرجة المعيارية Standard Score

وقانون الدرجة المعيارية (°) قائم على أساس حساب الفرق بين القيمة والمتوسط مقسوماً على الانحراف المعياري.

> الدرجة المعيارية <del>القيمة - المتوسط = س - م</del> الانحراف المعياري ع

<sup>(</sup>ه) يمكن معرفة هل هناك فرق له دلالة إحصائية بين درجة الفرد الخام وبين متوسط جماعتمه باستخدام المدرجة المعيارية وتوضع درجة الفرد في المعادلة مكان القيمة. ويعتبر الفرق دالاً عند مستوى ٠٠,٠٠ إذا كانت الدرجة المعيارية ١,٩٦ ودالاً عند ٠٠,٠ عندما تساوي ٢,٥٨.

- والدرجة المعيارية على ذلك قد تساوي صفراً في حالة تساوي القيمة بالمتوسط.
- ♦ كذلك تكون الدرجة المعيارية موجبة الإشارة إذا كانت القيمة أعلى من المتوسط.
- وتكون الدرجة المعيارية (S.S.) سالبة الإشارة إذا كانت القيمة أقل من المتوسط.

#### مثال:

م في المثال السابق = ٥

ع في المثال السابق = ١,٤

فإذا أردنا حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم الآتية:

7-0-1,0

نطبق القانون السابق:

 $^{\circ}$  ,  $^{\circ}$  النرجة المعيارية للقيمة  $^{\circ}$  ,  $^{\circ}$  =  $^{\circ}$  .

الدرجة المعيارية للقيمة ه  $\frac{a-a-a}{1,8}$  = صفر

الدرجة المعيارية للقيمة ٦ = ٢-٥ = ١٠٠٠ مار. •

تحويل الدرجات المعيارية للقيم الأصلية:

في الجدول السابق ما هي القيمة المقابلة للدرجة المعيارية + ٢.

معنى الدرجة المعبارية + ٢ هو أن القيمة الخام تزيد عن المتوسط بمقدار ٢ انحراف معياري أي بمقدار ٢ × ٤,١

وفي هذا المثال تكون القيمة المقابلة الدرجة المعيارية +  $\gamma$  تساوي = 0 + 0 0 +

القيمة الخام = المتوسط ± الدرجة المعيارية × ع

ولحساب القيمة المقابلة للدرجة المعيارية \_ ١ فإنها تساوي = ٥ - ١ × ١, ١ = ٥ - ٤ , ١ = ٣ , ٣

#### ٢ \_ الدرجة التاثية

وهي عبارة عن درجة معيارية متوسطها ٥٠ وانحرافها المعياري ١٠. وبها يمكن التخلص من الإشارات السالبة والموجبة في المدرجة المميارية. فمثلاً لوكان لدينا درجة معيارية ـ ١ فإن الدرجة التاثية المقابلة لها تساوي = ٥٠ - ١٠ - ٥٠ - ٤٠ ، وقانون الدرجة التاثية يساوى:

. ، و ± الدرجة المعيارية × ١٠.

#### ٣ \_ المثين

#### Percentile

يشير المئين لمركز الفرد بالنسبة للجماعة التي ينتمي إليها ويستعين به الاخصائي في عمليات الاختيار المهني Vocational Selection فبعد أن يطبق الاختبار على الشخص ويقوم بتصحيحه فإنـه يحــاول أن يعـرف مركز هذا الشخص بالنسبة لمجموعته في معايير الاختبار المثينية.

ويدل المثين على النسبة المئوية للقيم التي تقع قبل القيمة المطلوبة. فإذا كانت الرتبة المثينية لشخص ما في اختبار معين بالنسبة لمجموعة هي (٩٠ درجة) كان معنى ذلك أن ٩٠٪ من أفراد العينة تحتل مكاناً أدنى من المكان الذي يحتله هذا الفرد ومعنى ذلك أنه كلما زادت الرتبة المثينية للقيمة ذل ذلك على أنها قيمة كبيرة نسبياً بالنسبة لقيم المجموعة.

#### مثال:

ك صاعد	٥	ن
٣٠	۳.	- ٢
۸۰	٥٠	- £
17.	٤٠	-7
14.	0.	- ^
7	۳۰	-11
	7	

والمطلوب في هذا المثال معرفة المئين الـ ٧٠ وتكون أول خطوة هي حساب رتبة القيمة في المجموعة ثم حساب قيمة المئين (قانونها كقانـون الوسيط).

رتبة القيمة = 
$$\frac{V}{1.0}$$
 ×  $\frac{V}{1.0}$  = 11

قيمة المثين = الحد الأدنى للفثة المثينية +

رتبة القيمة - التكرار المجتمع الصاعد قبل الفثة المثينية × مدى الفثة تكرار الفتة تكرار الفقة

قيمة المئين في المثال السابق:

 $\Lambda, \Lambda = \underbrace{\epsilon}_{\bullet, 1} + \Lambda = \Upsilon \times \underbrace{1\Upsilon \cdot - 1\epsilon}_{\bullet, 1} + \Lambda =$ 

### الخطوات :

٢ - الإيجاد قيمة المثين تتبع نفس طريقة الحصول على الوسيط. أي نحصل على
 التكوار المجتمع الصاعد ومنه نعرف تكوار الفئة المثينية.

الفرق بين رتبة القيمة وك صاعد x مدى الفئة

تمارين

الجدول التكراري الآتي يمثل توزيع أحد السمات الانفعالية:

4	ف
٧	-1.
٨	17
14	- \ 1
10	-17
٥	-14
¥	٧٠

### والمطلوب:

١ ـ حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم الآتى:

Y--17-11-1:

- ٢ ـ حساب قيمة المئين الـ ٥٠، ٤٠، ٥٥.
- ٣ ـ أحسب الدرجات التائية المقابلة للدرجات المعيارية الآتية:
  - .1, ( . + 0, . ) + 73, . . 7, 1.



العِث زُهُ الثَّتَّا فِي الانصسَاء الطبيسُ قي

# أولأ

# معاملات الارتباط Correlation Coeficient

مقدمة: يستخدم معامل الارتباط في الكشف عن العلاقة بين أي متغيرين وهما إذا كانت هذه العلاقة موجة أو سالبة. ويقصد بأن العلاقة موجة (+) أن الزيادة في أحد المتغيرين يتبعه زيادة في المتغير الثاني، مثل الزيادة في انتظام التلاميل وحضورهم إلى المدرسة يتبعه زيادة في درجة ... تحصيلهم، ومثل الزيادة في مواظبة العامل على همله وإطاعته لأواصر رؤساته (المتغير الأول) يتبعه زيادة في كفاءته الإنتاجية في العمل (المتغير الثاني). كما يقصد بأن العلاقة سالبة (-) أن الزيادة في أحد المتغيرين يتبعه نقصان في المتغير الأول) يتبعه نقصان في كمية إنتاجية (المتغير الأول) يتبعه نقصان في كمية إنتاجية (المتغير الأول) يتبعه نقصان في عمله (المتغير الأول) يتبعه نقط نهي عدد الحوادث التي يقع يستطيع إنتاجها (المتغير الثاني) أي أن العلاقة تكون عكسية فكلما زادت في يستطيع إنتاجها (المتغير الثاني) أي أن العلاقة تكون عكسية فكلما زادت في سنطيع إنتاجها (المتغير الثاني) أي أن العلاقة تكون عكسية فكلما زادت في سنطيع إنتاجها (المتغير الثاني) أي أن العلاقة تكون عكسية فكلما زادت في ناحية الثانية .

وعندما نمبر عددياً عن نوع هذه العلاقة في مجال العلوم الإنسانية كعلم النفس وعلم الاجتماع فإن هذه العلاقة تقع بين أقل من - ١ و بين أقل من - ١ أي تقع بين + ١ و و و و ذلك لأن العلاقة التامة الكاملة سواء أكانت موجة (+ ١) أو كانت سالة (- ١) لا توجد في مجال علم النفس

والاجتماع بل توجد في مجال العلوم الطبيعية فقط مثل العلاقة بين حجم الغاز: وضغطه فكلما زاد ضغطنا باليد على بالونة بها غاز قلت كمية الغاز الموجودة في البالونة بنفس مقدار الضغط . . . وهكذا . كذلك فإننا نجد عند وضعنا لحجسم صلب من الخشب مثلاً على سطح إناء به ماء وضغطنا بإصبعنا على هذا الجسم فإن حجم الجزء الذي غاص من هذا الجسم في الماء يعادل كمية الماء التي زادت في الإناء وبنفس المقدار أي أن العلاقة هنا تكون تامة وموجبة أي تساوى + 1 .

والسبب في أن العلاقة في مجال علم النفس وعلم الاجتماع لا تكون تامة موجبة أو تامة سالبة كتلك السابق الكلام عنها في العلوم الطبيعية راجع إلى أن موضوع الدراسة في مجال هذه العلوم (النفس والاجتماع) وهمو أن الإنسان كاثن متغير تبعاً للظروف العماثلية والاجتماعية والبيئية التمي يعيش فيها . فنجده سعيداً في وقت وحزيناً في وقت آخر عندما تحدث له حادثة ما أو تلم به مصيبة أو كارثة لضياع نقوده أو رسوبه وعدم نجاحه في الامتحان أو العمل. كذلك نجد أن هذا الإنسان في وقت ما يتمتع بعلاقات حسنة مع زملاثه وأصدقاثه وأفراد أسرته وفي وقت آخر نجدأن هذه العلاقات قدسادها التوتر والصراع بسبب عدم التعاون أو المنافسة على موضوع ما بينه وبين باقى أفراد جماعته. كذلك نجد أن هذا الإنسان يفكر تفكيراً صائباً سليماً في لحظة ما، وفي لحظة أخزى نجد أن تفكيره قد تلون بالاضطراب والتفكك وذلك لشدة واستمرار ما يواجهه في دراسته أو عمله من مواقف الفشل وعدم النجاح، ولهذا كله فإننا لا نتوقع مثلاً أنه إذا حفظ الطالب أو تلميذ التدريب درسه وعرف جميع قواعده وحل كثيراً من الامتحانات السابقة المماثلـة أن يحصل على الدرجة النهائية \_ وهذا الكلام بالنسبة للأغلبية بالطبع لأن من المحتمل كثيراً أن يحدث للطالب يوم الامتحان أمر ما يؤدي إلى عدم حصوله على الدرجة النهائية كتأخر لحظات عن الامتحان نتيجة لظروف المواصلات

أو لضياع بطاقة دخوله الامتحان مما يؤدي ذلك إلى تأخره بعض الوقت حتى يتم إثبات شخصيته بوسيلة أخرى. أو كأن يكسر سن قلمه أو ينضب ما فيه من حبر، أو يحدث في بيته أي خلاف بين أبيه وأمه. . . إلخ. كل هذه الأمور بدون أدنى شك تؤثر في نتيجة الطالب وبالتالي \_ وكما سبق أن قلنا \_ لا نتوقع أن تكون هناك علاقة تامة موجبة أو تامة سالبة في مجال علم النفس وعلم الاجتماع بل تكون العلاقة فيهما جزئية موجبة (+ 22، \* مثلاً) أو جزئية سالبة ( / 22، \* مثلاً) وسنوضح فيما بعد أنواع هذه العلاقات الخمس إحصائيا:

أ\_التامة الموجبة.

ب \_ التامة السالبة .

جــالجزئية الموجبة.

د ـ الجزئية السالبة.

العلاقة الصفرية أي لا يوجد علاقة بين المتغيرين.

وأشكال معاملات الارتباط كثيرة منها:

أ\_معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.

ب معاملات ارتباط بيرسون الآتية:

١ \_ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام.

٢ \_ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحراف عن المتوسط.

٣\_معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.

جـ .. معامل التوافق.

د .. معامل فاي .

هــ معامل الارتباط الثنائي.

وسنتناول كل منها فيما بعد بالتفصيل محمدين الخطوات المختلفة المستخدمة في حسابه، ضاربين كثيراً من الأمثلة المحلولة على ذلك.

# (١) معامل ارتباط الرتب لسبيرمان

#### Rank Correlation

يستخدم معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في حالة العينات التي يكون العدد فيها صغيراً ويعتمد في حسابه على ترتيب القيم في كل من المتفيرين موضوع الدراسة ثم حساب الفرق بينهما وبعد ذلك يتم تربيع هذا الفرق للتخلص من الإشارات.

وقانون معامل ارتباط الرتب هو:

 $c = 1 - \frac{r + i \dot{\nu}}{\dot{\nu}(\dot{\nu}^2 - 1)}$ 

ولعل كلامنا يكون واضحاً لو أوردنا المثال الآتي:

مثال (١).

أراد باحث أن يعرف هل هناك علاقة بين حجم أسرة العامل الصناعي وكفاءته الإنتاجية أم لا؟. أي هل كلما زاد علد أفراد أسرة العامل كلما زادت كفاءته الإنتاجية أم العكس؟. فقام الباحث بجمع بيانات عن خمسة من هؤلاء العمال تتعلق بعدد أفراد أسرتهم (المتغيرس) وتتعلق بكفاءته الإنتاجية (المتغيرس) فكانت كما يلى:

ن	ٺ	رئبة ص	رتبة س	الكفاءة الإنتاجية (ص)	حجــمالأسرة (س)	العمال (ق)
1	1-	۲	١	٤	0	١
1	١-	٥	٤	١	4	۲
١	١-	٣	۲	٣	ź	٣
٤	Y +	١	٣	٥	۳	٤
٤	۲_	٤	۰	٧	١ ،	۰
11	+ ۲ ۳- صفر		10	10		

وبالتعويض عن معادلة ارتباط الرتب لسبيرسان في هذا المشال كما

$$rac{r \times 11}{10^{-10}} = 1 - \frac{rr}{10^{-10}} = 1 - \frac{rr}{10^{-10}} = 1$$

## . مثال (٢):

أراد باحث أن يكشف عن العلاقة بين العمر والـذكاء لدى مجموعة فكونة من ٦ ستة أفراد وكانت درجاتهم على هذين المتغيرين كالآتي:

Ĺ	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	ص	ق
٤	۲-	٤	Y	٩	40	١
صفر	صفر	۳	۳	١.	10	٧
صفر صفو   صفو	صفر	١	١	١٢	۳.	٣
صفر	صفر		٥	٨	11	٤
13.	٤ +	٧	٦.	11	٨	۰
٤	۲-	٦	٤	٧	17	٦
7 8	£ +	71	41			
	£ -					
	صفر					

$$C = I - \frac{T \times 3Y}{T(TT - I)} = I - \frac{33I}{T \times 6T} = C$$

$$C = I - \frac{33I}{1 \times 9T} = I - PAF, c = XI - PF, c = IT, c$$

# أ-خطوات حساب معامل ارتباط الرتب:

ومن خلال المثالين السابقين يتضع لنا أن خطوات معامل ارتباط الرتب تنحصر فيما يلي :

 ١ - نقوم بترتيب المتغير الأول (س) ترتيباً تنازلياً وذلك بإعطاء الرتبة الأولى لاكبر درجة والرتبة الثانية للمدرجة التي تليها وهكذا. ويوضع هذا الترتيب في العمود الثالث المسمى رتبة س.

٢ ـ نقوم بترتيب المتغير الثاني (ص) بنفس طريقة ترتيب المتغير الأول وذلك بإعطاء أكبر درجة الرتبة الأولى والدرجة التي تليها الرتبة الثانية وهكذا حتى ننتهي من إعطاء رتب لكل درجات المتغير. ويوضع هذا الترتيب في العمود الرابع المسمى رتبة ص. ٣- نقوم بحساب الفرق بين رتبة س وبين رتبة ص وذلك بطرح رتبة
 ص من رتبة س أو العكس كلاهما صحيح. ويوضح الناتج في العمود
 المسمى ف أى الفرق.

٤ ـ نقوم بعد ذلك بتربيع الفرق ويوضع الناتج في العمود المسمى
 ٤٠ ـ نقوم بعد ذلك بتربيع الفرق ويوضع الناتج في العمود المسمى

ه\_نقوم بجمع القيم الموجودة في العمود ف٢ لنحصل على مجـ ف ٢.
 ويمكن مراجعة الخطوات السابقة للتأكد من صحتها على النحو الآتي:

١ ـ أن يكون مجموع العمود رتبة س مساوياً لمجموع العمود رتبة
 ص.

٢ أن يكون مجموع العمود الخامس ف مساوياً للصفر أي أن يكون
 مجموع القيم الموجبة مساوياً لمجموع القيم السالبة .

٦ ـ و بعد ذلك يتم تطبيق القانون على النحو السابق ذكره.

ب \_حساب معامل ارتباط الرتب في حالة تكرار القيم في المتغيرين س، ص أو أحدهما.

في أحيان كثيرة يحصل أحد أفراد العينة أو أكثر على نفس الدرجة التي يحصل عليها فرد آخر. أي أن يتكرر وجود أكثر من درجة متساوية في القيمة مع بعضها البعض كأن يحصل محمد في المتغير س وهو التذكر على درجة ١٢ وهي نفس الدرجة التي حصل عليها حسام فلو كانت درجتي أحمد وحسام هما أعلى الدرجات التي حصل عليها أفراد العينة أعطينا أحدهما الرتبة الأولى أي واحد وأعطينا الاخر الرتبة الثانية أي اثنين ثم نقوم بعد ذلك بجمع الرتبتين وقسمتهما على عددهما فيكون الناتج هو الرتبة التي توضع أمام درجتي أحمد وحسام وذلك على النحو الآتي:

الأسماء	<del>س</del>	الرتبة	رتبة
أحمد	14	(1)	1,0
حسام	14	<b>(Y)</b>	1,0

متوسط مجموع الرتبتين (٣) + ٢ = a ، ١, ٥

#### مثال (٣) :

ن ۲	Ľ	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
4,	۳,۰-	٤	١	٨	٧.	١
., 40	_ ه', ه _	٣	٧,٥	٩	14	۲
1,	١,٠	1,0	٧,٥	1.	14	٣
١,٠٠	1,1-	٥	٤	٧	10	ŧ
17,70	۳,٥	١,٥	•	١٠	17	0
74,00	٤,٥_	10	10			
	٤,0+					
	صفو					

ففي هذا المثال ( $\Upsilon$ ) نجد أنه عند ترتيبنا. للمتغير س أعطينا أكبر قيمة وهي الرتبة واحد، والقيمة التي تلي ذلك هي  $\Upsilon$ 19، نجد أنه توجد قيمة أخرى مساوية لها فنعطي أحد القيمتين اثنين والقيمة الأخرى الرتبة ثلاثة ثم نقوم بقسمتهما على النحو التالي:  $\Upsilon$ 4  $\Upsilon$ 9 = 0 +  $\Upsilon$ 9 = 0 أي أن رتبة كل من القيمتين واحدة وهي  $\Upsilon$ 9 وذلك لأنهما متساويتين. وكذلك الأمر بالنسبة للقيمة  $\Upsilon$ 9 في المتغير ص.

و بالتعويض عن معادلة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في هذا المثال كما يلي:

$$c = t - \frac{t \times 0, \forall \gamma}{0 \times 0, \gamma}$$

$$c = t - \frac{t \times 1}{13t} = t - \lambda t, t = -\lambda t, \cdot$$

ج - حساب العلاقة بين متغيرين ينقسمان انقساماً نوعياً بمعامل ارتباط الرتب:

يمكن استخدام معامل ارتباط الرتب في حساب العلاقة بين متغيرين ينقسم كل منهما انقساماً نوعياً حسب طبيعة البحث مثل العلاقة بين تقديرات المدرسين لمسترى تحصيل التلاميذ وبين تقديرات الاقتصاديين لمستواهم الاقتصادى.

#### مثال:

فيما يلي تقديرات المدرس لمستوى تحصيل ثلاثة من تلاميده وكذلك تقديرات المختلصين لمستواهم الاقتصادي.

ق التحصيل الاقتصادي رتبة التحصيل رتبة الاقتصادي الفرق مربع الفرق

۴ ممتاز ثري ۱ صفر .

۲

$$c = l - \frac{r \times r}{r \times r - l} = l - \frac{r}{3r} = l - \alpha, \cdot = \alpha, \cdot$$

أي أن العلاقة بين التحصيل والمستوى الاقتصادي علاقة موجبة.

# تمارين (\*)

١ ـ في دراسة على مجموعة من الأطفال أجرى الباحث عليهم

 <sup>(</sup>ه) من المفيد في مثل هذه التمارين أن يقوم الطالب يحلها بنفسه أولاً حسب القواعد السابقة ثم
 يقوم بمراجعة حله بالحل الموجود بعد التمارين.

اختبارين أحدهما يقيس القدرة على التصور والثاني يقيس اقدرة على التذكر وكان عدد هؤلاء الأطفال ١٠ وكانت درجاتهم كما يلى:

س (التصور): ۱۲-۲۲-۱۸-۱۸-۱۰-۱۷-۲۲-۲۲-۳۲

ص (التذكر): ٨-١٢-١٤-٢٠ ٢٠ ٢٠ ٢٠ ٣١١- ٣١١

٢ ـ أجرى باحث بحثاً على مجموعة من الذكور عددهم ٥ أفراد فطبق
 عليهم اختباراً للشخصية لقياس الانطواء والانبساط فكانت درجاتهم عليهما:

س (الانطواء): ٥-١-٥-١٤-٣

ص (الانبساط): ١٢ ـ ١١ ـ ١٠ ـ ١١ ـ ٨

أحسب معامل الارتباط في الدراسة والبحث السابقين.

٣ - صنفت درجات خمسة من العمال على اختبار للذكاء إلى خمس مستويات كما استخرجت تقديراتهم على مقياس الكفاية الإنتاجية فكانت كما يلى:

العمال ١ ٧ ٣ ٤ ه الذكاء ضعيف أقل متوسط فوق جيدجداً الكفاية مقبول متوسط جيد جيدجداً ممتاز

والمطلوب حساب لارتباط بين الذكاء والكفاية .

الحل:

# التمرين الأول :

۳.	ف	رتبة ص	رتبة ص	ص	س	ق
صفر	صفر	٧	٧	٨	11	١
4	٣-		٧	۱۳	48	۲
1	1+	٤	٥	١٤	1.4	۳
£9	<b>V</b> +	1	A	**	1.	٤
11	<b>Y</b> +	Y	4	17	٧	۰
17	£-	1.	٦	۲	17	4
19	٧-	A	1	•	44	٧
1	1 +	۳	£	10	41	٨
4	٣-	1	٣	11	44	4
_	1 +	4	1.	۳	٩	١.
148	14-	00	00			
	17 +					
	صةر					

$$u_0 = f \frac{1P \times 3AI}{-(I \times +)I - I} = f \frac{3 + II}{+PP}$$

## التمرين الثاني:

$$\frac{78\times 0}{1-10\times 0} = 1 = \frac{1\times 0}{1-10\times 0} = 1$$

$$\cdot\,,\circ\circ=\cdot\,, \circ\circ=\frac{1\circ \circ}{1?^{1/2}}, \, \circ=\, \circ$$

# التمرين الثالث:

ف۲	ن	رتبة كفاية	رتبة ذكاء	الكفاية	الذكاء	ق
صفر	صفر			مقبول	ضعيف	- 3
صفر	مبقر	٤	ť	متوسط	أقل	٤
منقو	مبقر	٣	۳	جيد	متوسط	٣
صفر	مبقر	*	Υ,	جيد جداً	فوق	٤
صفو	صفر	١	١.	ممتاز	جيد جداً	٥

$$v = \frac{1}{1} \times \frac{\sqrt{1}}{\sqrt{1 + \sqrt{1 +$$

## حدود معامل الارتباط

تبين بعد الجزء السابق كيفية الحصول على معامل الارتباط ويجدر بنا هنا أن نعرف من خلال التمارين الإحصائية المختلفة حدود هذا العامل مدللين على ذلك بالأمثلة. وإننا نستطيع تبين هذه الحدود من خلال النظر لرتبة كل من المتغيرين، ومن خلال جدول الانتشار أو ما يسمى بالجدول المزدوج.

أ .. من خلال النظر للرتب

## ١ . في حالة العلاقة التامة الموجبة :

#### مثال:

ٽ.	ٺ	رتبة ص	رتبة س	ص	ص	ق
صفر	صقر	1	1	*	۲.	1
صفر	صقو	۲	4	٥	14	۲
صفر	صقر	٣	٣	· ٣	4	۳
صفر	صقر	<u> </u>	<u>t</u>	صقر	٧	£
صفر	صفر	1.	1.			

$$c = l = \frac{r \times color}{3 \times rl - l} = l = \frac{color}{3 \cdot r}$$

ر = ۱ ـ صفر = + ۱

ويتضح لنا بمجرد النظر لرتبة كل من المتغيرين س، ص أن قيم المتغير س قد أخذت نفس رتب قيم المتغير ص وفي هذه الحالة نتوقع أن تكون قيمة معامل الارتباط تساوي + 1 أي أنها علاقة موجبة .

٢ \_ في حالة العلاقة التامة السالبة:

#### مثال:

$$U = I - \frac{r \times ArI}{A \times 3 r_{\alpha} I} =$$

$$1 = Y - 1 = \frac{1 \cdot \cdot \wedge}{3 \cdot \circ} = 1 - Y = -1$$

ويلاحظ بمجرد النظر إلى العلاقة العكسية بين رتب المتغير (س) ورتب المتغير (ص) فنجد أن القيمة الأولى ٣٥ في المتغير س قد أخدلت الرتبة ١ بينما القيمة الأولى ١٢ في المتغير ص قد أخدت الرتبة ٨. كذلك نلاحظ أن القيم في المتغير س مرتبة ترتيباً تنازلياً والقيم ص مرتبة ترتيباً تصاعدياً وهنا يعني أن الزيادة في المتغير الأول (س) يتبعها نقصان في المتغير الثاني (ص).

#### ب من خلال جدول الانتشار ٣٠

في الجدول التكراري يتم وضع الدرجات الخاصة بمتغير واحد فيه على شكل فئات وتكرارات. أما جدول الانتشار أو الجدول المزدوج فهو عبارة عن جدولين تكرارين وضعا معاً ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد حساب العلاقة بينهما. لكن الفرق بين الجدول التكراري وبين الجدول المزدوج هو أنه يتم وضع علامة واحدة لتعبر عن كل قيم في الأول أما في الثاني فإنه يتم وضع علامة واحدة أيضاً لكن هذه العلامة تعبر عن قيمين الأولى خاصة بالمتغير الأول والثانية خاصة بالمتغير الثاني.

وفيما يلي المثالين السابقين في حالة العلاقة التامة الموجبة والعلاقة التامة السالبة لنوضحها من خلال جلول الانتشار.

## ١ ـ في حالة العلاقة التامة الموجبة:

#### مثال:

4	-0	صقر	ص/س
Y		//	٧
۲	//		- 17
٤	٧	۲	بج

ص	س	ق
٦	٧.	1
۵	1.4	۲
۳	4	۳
صف	٧	

وقد تم عمل الجدول المزدوج السابق باتباع الخطوات الآتية:

١ ـ عمل جدول بالصورة السابقة والتي تختلف فثاته حسب عدد
 القيم .

 <sup>(</sup>a) ويطلق عليه أيضاً اسم الجدول المزدوج.

٢ ـ جعل فثات المتغير س هي المربعات الرأسية.

٣ ـ جعل فئات المتغير ص هي المربعات الأفقية .

٤ - عمل فثات للمتغير س بنفس طريقة الجدول التكراري.

ه ـ عمل فئات للمتغير ص بنفس طريقة الجدول التكراري.

٢ ـ لوضع درجات المتغيرين في الجدول يكون كالآتي:

١ - يتم تفريغ كل درجتين متقابلتين معاً، وعلى سبيل المثال يتم تفريغ
 الفيمتين الخاصتين بالفرد ١ الأول وهما ٢٠، ٦ معاً.

٢ - نجد بالنسبة للقيمة الأولى من المتغير س وهي ٢٠ يمكن تقريعها في الفئة
 ١١ - ، وأن القيمة الأولى من المتغير ص وهي ٦ يمكن تفريعها في الفئة

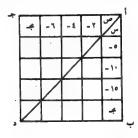
٣- نبحث عن المربع المقابل للفئة ١٧ ـ وفي نفس الوقت يكون مقابلاً
 للفئة ٥ ـ وهو هنا في هذه الحالة المربع الإخير .

٥ - بالنسبة للقيمتين التاليتين الخاصتين بالفرد (٢) الثاني وهما ١٨ ، ٥ نجد أن القيمة الأولى ١٨ من المتغير س يمكن تفريغها في الفئة ١٧ - ، وأن القيمة الثانية ٥ من المتغير ص يمكن تفريغها في الفئة ٥ - وعلى هذا الأساس يتم البحث عن المربع المقابل لكل من هاتين الفئتين معاً فنجده أنه هو نفس المربع الأخير والسابق وضع علامة للقيمتين ٢٠ ، ٦ فيه فيتم على هذا الأساس وضع علامة ثانية في نفس المربع لتمبر عن العلاقة بين المدرجتين الممارة أيضاً.

٣- بالنسبة للقيمتين التاليتين الخاصتين بالفرد (٣) الثالث وهما ٣،٩ نجد أن القيمة الأولى من المتغير س يمكن تفريغها في الفتة ٧- ، والقيمة الثانية من المتغير س يمكن تفريغها في الفتة صفر - . وعلى هذا الأساس يتم بعد ذلك البحث عن المربع لكل من الفتين السابقتين فنجد أن المربع الأول في العمود الأول والصف الأول فيتم وضم علامة / فيه لتمبر عن الملاقة بين المرجين .

٧ - كذلك نجد أنه يمكن تمثيل القيمتين الأخيرتين الخاصتين بالفرد
 (٤) الرابع وهما ٧، صفر في نفس مربع القيمتين السابقتين وهما ٣٠٩.

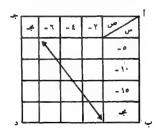
المتيجة: عندما تكون العلاقة تامة موجبة فإننا نجدأن انتشار العلامات في الجدول يسير في الاتجاه من أـدكما يتبين في الجدول السابق:



## ٢ - في حالة العلاقة التامة السالبة:

ج							1	ص	س
	مجد	- 07	- ٤٢	- 47	- ۱۲	اس		14	40
		1	11	1		- Y		14	44
				11		- 17		**	14
								YA	17
						- 44		4.	1.
					11	- 44		£ Y	4
				$\overline{}$		بج		0 •	٨
					Ь.		١.,	70	٧

النتيجة: تم وضع القيم الخاصة بالمتغيرين بنفس الصورة السابقة وعندما تكون العلاقة تامة سالبة فإن انتشار العلامات في الجدول يسير في الاتجاه من حــب كما يلي وكما يتبين في الجدول السابق.



# تمارين

١ - أجرى باحث دراسة على مجموعة من العمال للكشف عن العلاقة بين أجورهم وعدد مرات الجزاءات التي توقع عليهم فكانت القيم التي حصل عليها بالنسبة لخمسة عشر عاملاً بالنسبة للأجور والجزاءات هى:

س: ۱۰-۱۰-۱۷-۱۷-۲۳-۳۳-۸۳، ۱۵-۱۵-۸۵-۸۵-۸۶-۸۳-۲۳-۸۳ - ۷۰.

ص: ۳۰-۸۷-۲۲-۲۲-۲۲-۲۰-۱۱-۱۱-۱۱-۱۱-۸-۷-۲.

بين العلاقة بين المتغيرين بالطرق الآتية:

أ ـ جدول الانتشار

ب - الرتب بين المتغيرين.

جـ الطريقة الإحصائية.

٢ - أراد باحث أن يعرف العلاقة بين العمر والأجر الذي يحصل عليه الموظف في عمله فأجرى بحثه على ثماني أفراد فكانت أعمارهم وأجورهم كما يلي:

س: ۵۰-۸۹-۵۹-۲۸-۲۸-۵۸-۵۰

ص: ۲۲-۲۸-۲۲ - ۲۲ - ۲۲ - ۲۲ - ۲۲ - ۲۲

أحسب العلاقة بين المتغير بنفس الطريقة السابقة.

الحل:

١ ـ حل التمرين الأول:

## ١ ـ عن طريق جدول الانتشار:

_	_							
#	-4.	- 47	- 44	- ۱۸	-18	-1.	-4	س من
	1	//						-1.
			/					-4.
			1	//				-4.
					11	/		- ٤٠
						1		-0.
						1	11	-7.
							1	-4.
								*

ويتضح من مسار خط الانتشار الذي يصل بين ب، جـ أن نوع العلاقة نامة سالية.

ب - هن طريق الرتب بين المتغيرين:

ق.⁺	ن	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
197	۱	. \	١٥	۳.	1.	1
155	17+	Ţ	Tie	YA	10	۲
1	۱۰+	-	lir	77	۱۷	۳
7.6	۸+	٤	114	7£	**	ŧ
41	۲+		111	**	44	٥
17	٤+	٦	11.	٧.	44	٦
٤	<b>Y</b> +	٧	11.	۱۸	۳۸	٧
صفو	صفر	٨		17	٤٠	٨
£	۲_		v	10	٤٥	4
٦	£ _	1.	11 -	17	٤A	1.
77	7-	11	110	11	٠٠	11
٦٤	۸_	14	11 :	1.	70	17
1	1 -	14	1	٨	77	14
188	11-	11/	1	٧	٦٨	١٤
147	11-	10	*	٦	٧٠	10
114.	-70					
	474					
	صفر					

ويتضح من رتبتي ش، ص أن رتبة القيمة الأولى في المتغير س خمسة عشر بينما رتبة القيمة الأولى في المتغير ض واحد، ويتضح لنا من مجرد النظر للرتب أن الملاقة عكسية .

$$\frac{715 \times 10}{115 \times 10} = 1 = \frac{115 \times 10}{1 \times 10} = 0$$

وتشير القيمة الناتجة . ١ إلى أن العلاقة تامة سالبة.

٢ ـ حل التمرين الثاني:

١ ـ عن طريق جدول الانتشار:

_									1		
	4	-44	-44	- 41	- 44	٧ -	- 17	مرص	ص	, sal	ق
							/	- 4.	44	٥٠	١
							/	- 40	YA	£A	٧
		1						-4.	44	10	٣
			$\vdash$	<del>                                     </del>		11	-	-40	71	24	٤
			-	-	<del>  ,</del>	-		- 1.	. 44	۳۸	
	_	_	-	-	-	_	-	-	14	۳۰ ۲٥	v
		_		//	_	<u> </u>	<u> </u>	- 20	17	٧.	۸.
								+	٠.		

ويلاحظ أن خط الانتشار الخاص بالعلامات يسير في الاتجاه أ ـ د مما يعطينا تنبوءاً بأننا لو حسنا العلاقة فستكون موجية .

### ٢ - عن طريق الرتب:

ف	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ق
صفر	صقو	1	1	**	۰۵	1
صفر	صقو	Y	۲	YA	4.4	٧
صقر	صقر	٣			20	۳
صفر	صقر	ŧ	٤	4.5	23	٤
صفر	صفر		٥	**	۳۸	٥
صقر	صقر	7	٦	**	40	"
صفر	صفر	٧	٧	14	40	٧
صفر	صفو	٨	A	۱۷	٧-	٨
صفر	صفر					

ومن مجرد النظر إلى رتب س، ص نجد أن قيم س قد أخذت نفس رتب ص مما يجعلنا نتنباً أيضاً بأن العلاقة ستكون ـ لو حسبناها إحصائية ـ تامة موجية.

## ٣- بالطريقة الإحصائية:

$$0 = 1 - \frac{7 \times out_{1}}{\Lambda(37-1)} = -\frac{out_{2}}{3 \cdot 6}$$
 $0 = 1 - out_{2} = + 1$ 

تتفادى معاملات ارتباط بيرسون العيوب الموجودة في معامل ارتباط الرتب والمتعلقة باعتماده على الرتب في حسابه لا على القيم نفسها. ومعاملات بيرسون هي:

أ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات.

ب\_معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام.
 ج\_معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.

و بدون شك فهناك أنواعاً عديدة أخرى من معاملات الارتباط سيأتي ذكرها في القسم الخاص وبالإحصاء المتقدم، بعدذلك. وسنتناول فيما يلي طرق حساب معاملات ارتباط بيرسون كل على حدة.

أ . معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات.

يعتبر معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات من أكثر معاملات الارتباط شيوعاً لأنه يتأثر بجميع القيم المعطاة. فهو إذاً يسد نقصاً هاماً في معامل ارتباط الرتب لأن ذلك الاخير يتناول في حسابه الرتب لا القيم نفسها كما سبق أن ذكرنا، وحساب معامل الارتباط على أساس الرتب أقل دقة من حسابه على أساس القيم إذ أن زيادة القيمة أو نقصها لا يغير من قيمة معامل الارتباط إذا حسبناه باستخدام معامل الرتب لسبيرمان. هذا بينما يتأثر معامل بيرسون بأي تغيير في القيمة. وسنعطي أمثلة نقارن من خلالها بين الطريقتين، ولكن يتأكد بواسطتها هذا الكلام إ

ويعتمد معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات على حساب المتوسط الحسابي لكل من المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينهما ثم يتم حساب انحراف كل قيمة عن متوسطها ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك.

#### مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعة مكونة من أزبعة أشخاص لمعرفة العلاقة بين مستوى ذكائهم (س) وسمات شخصيتهم (ص)، وكانت دراجاتهم على المتغيرين س، ص كما يلي:

وقانون معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانبحرافات هو:

حيث أن:

عِدحُ س حُ ص = حاصل ضرب حُ س في حُ ص

حٌ ٢ س = مربع ابمحراف القيم عن متوسطها وذلك بالنسبة للمتغيرس.

حُ م = مربع انحراف قيم المتغير ص عن متوسطها. وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد أن:

$$*, *AT = \frac{\forall Y, a*}{\forall AY, AY} = |\frac{\forall Y, a*}{\forall AY, Y \land Y, Y \land Y, Y \land Y} = 0$$

والخطوات التي تم من خلالها خساب معامل الارتباط عن طريق الانحرافات هي : ١ ـ جمع قيم المتغير س وقسمة الناتج على ن ويكون الناتج هو متوسط هذا المتغير. ولقد كان مجموع قيم المتغير س (مجـ س) في المثال السابق ٨٧، ومتوسط هذا البتغير ٧٤,٧٥.

٢ \_ جميع قيم المتغير ص وقسمة الناتج على ن ويكون الناتج هو متوسط هذا المتغير. ولقد كان مجموع قيم المتغير ص (مج ص) في المثال السابق ١٩٠، ومتوسط هذا المتغير ٥.٤٧.

٣ حساب انحراف كل قيمة من قيم المتغير س عن متوسطها وذلك بطرح هذا المتوسط من كل قيمة من قيم المتغير س ويوضع الناتج في العمود ح س أى انحراف القيم عن متوسطها.

٤ ـ حساب انحراف كل قيمة من قيم المتغير ص عن متوسطها وذلك بطرح هذا المتوسط من كل قيمة من قيم المتغير ص ويوضع الناتج في العمود ح م أي انحراف القيم عن متوسطها .

 ه \_ تربيع كل انحراف من الانحراف ات الموجدودة في العمدودح س ليتم الحصول على العمودح أس. ويتم بعد ذلك جمع مربع انحرافات هذا العمود لنحصل على مجح أس.

٣ ـ تربيع كل انحراف من الانحرافات الموجودة في العمود ع ص ليتم الحصول على العمود ح ص . ويتم بعد ذلك جمع مربع انحرافات هذا العمود لنحصل على ع- ح ص .

 $V_-$  يتم ضرب انحراف حُ س  $\times$  حُ ص ليتم الحصول على حُ س حُ ص . ويتم بعد ذلك جمع حاصل ضرب هذه الانحرافات في بعضها لنحصل على مجدحُ س حُ ص .

٨ ـ بعد ذلك يطبق القانون السابق ذكره.

# مقارنة معامل ارتباط الرتب بمعامل الارتباط عن طريق الانحرافات

سبق أن قلنا أن عيوب معامل ارتباط الرتب أنه يعتمد في حسابه على الرتب لا على القيم نفسها. ومعنى ذلك أنه لو تغيرت القيم فلن تتأثر قيمة معامل الارتباط. لكنه في حالة معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات فإننا نجد أن أي تغير في القيم يؤثر على قيمة معامل الارتباط وهذا هو المتوقع. وفيما يلي مثالاً تم حله بطريقة الرتب وبطريقة الانحرافات.

# بطريقة الرتب:

ت.	ٽ	ز ص	زس	ص	س	ق
صفر	'صقر	*	۲	io	٧.	1
٤	۲	1	٣	٥٠	10	۲
صفر	صقر ،	٤	٤	۳.		٣
٤	<u> </u>	٣	1	٤١	44	٤
	صفر					

 $v_{ij} = t - \frac{r \times \lambda}{3 \times r t - t} = t - \lambda_{ij} = t - \lambda_{ij}, \quad i = \gamma_{ij} + \gamma_{ij} = t - \lambda_{ij} = t - \lambda_{$ 

## بطريقة الانحرافات:

خ س خ ص	ح ً ص	حٌ٢ س	خ ص	ح س	ص	س ا	ق
10,48+	18,7	14,3	۳,۷۵+	£, Yo +	10	٧٠	١
7,07_	٧٦,٥٦	11,04	A, Y0 +	٠,٧٥_	٥٠	۱٥	۲
14.48+	177,07	11,07	11,70_	٠,٠٠_	۳.	10	۳
4,64=	1,07	70,70	1,40_	V, Yo +	٤٠	74	٤
10,74-	71A, V£	147,78			170	74	
177,44+							
171,77							

$$c = \frac{r \cdot r \cdot r \cdot r}{r \cdot r \cdot r \cdot r} = r \cdot r, \cdot$$

وهكذا يتضح أن قيمة معامل الارتباط قد تغيرت في معامل ارتباط الرتباط الرتباط عن طريق الانحرافات. ليس ذلك فقط بل الرتب عنه في معامل الارتباط الرتب نفسه لا تتغير قيمته إذا زادت القيم أو نقصت ما دامت هذه المزيادة أو النقص لا يغير وضع القيمة بالنسبة للمجموعة، في حين أن قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات تتغير لو تغيرت القيم. وسنعطى فيما يلى أمثلة تبين ذلك.

#### مثال:

				•	يير القيم	قبل تغ
13	ٺ	ر ص	ر س	ص	س	ق
صفر	صغو	۳	٣	۲.	10	1
صفر	صقو	۲	٣	*	YY	7
صفر	صفر	٤	٤	1+	A	۳
صفو	صغو	١	١	4.	40	٤
صفر			=	<u></u> -1 = <del></del>	×1 14×1 - 1	س = ا

س = ۱ \_ صفر = + ۱

وحساب نفس المثال مع تغيير في القيم في كل من المتغيرين: .

					ير القيم	بعد تغي
<b>ا</b> ب	ف	ر ص	ر س	ص	س	ق
صقر	صفر	٣	۳	1.	1.	1
صفر	صفر	۲	۲	40	Y+	۲
صفر	صقر	٤	٤	٤		٣
صفر	صفر	1	1	40	۳۰	ŧ
صفر	_		صفر × ۱۵		۲ × <del>۱ منا</del> ۱ - <del>۱ (۱۱ -</del>	س =

وهكذا نجد أن معامل ارتباط الرتب لم تختلف قيمته عن + 1 رغماً من اختلاف القيم في المتغيرين س، ص في الحالتين . بينما تختلف قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحراقات في نفس الحالتين السابقتين وسنبين ذلك فيما يلى:

الحالة الأولى: قبل تغيير القيم.

$$Y1, Y0 = \frac{40}{5} = 07, Y1$$

$$y0 = \frac{111}{5} = 07$$

س = ۱ ـ صفر = + ۱

$$c = \sqrt{-\infty \times 3 \sqrt{.773}} = \frac{673}{\sqrt{73}} = 6 PP,$$

الحالة الثانية \_ بعد تغيير القيم:

$$\begin{array}{l} A \text{ ov } = \frac{T}{2} - 6 \text{ v, } \text{ f } \\ A \text{ ov } = \frac{4V}{3} = *6 \text{ A f} \\ A \text{ ov } = \frac{4V}{3} = *6 \text{ A f} \\ \text{ ve } \sqrt{V/3} = \frac{76 \sqrt{V/3}}{24 \sqrt{V/3}} = \frac{76 \sqrt{V/3}}{24 \sqrt{V/3}} = \text{ f } \text{$$

وهكذا نجد أن قيمة معامل الارتباط عن طريق الانحرافات قد تغيرت قيمته في الحالة الأولى عنه في الحالة الثانية وذلك لأن القيم نفسها قد تغيرت أي أن قيمة معامل الارتباط تتأثر بالقيم نفسها بينما لم نجد ذلك في معامل ارتباط الرتب.

## ب . معامل ارتباط بيرسون عن طريق القم النحام:

وجدنا في معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات أنه يتطلب كثيراً من الخطوات ونتائجه يوجد بها الكثير من الكسور مما يحتاج لوقت طويل في حسابه إلى جانب أن الباحث قد يقع في الكثير من الأخطاء نتيجة لذلك. أما معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام فيتحاشى ذلك. ويعتمد هذا المعامل في حسابـه علـى تربيع القيم في كل متفير من المتغيرين ثم ضرب المتغير س في المتغير ص. وفيما يلي مثالاً يوضع ذلك:

مثال:

وقانون معامل الارتباط عن طريق القيم الخام:

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد أن قيمة :

$$C = \frac{4V - \frac{4V \times 4V}{6}}{6}$$

$$\sqrt{\frac{VV}{6} \times \frac{(4V)^{2}}{6}} \times \frac{(4V)^{2}}{6}$$

$$\sqrt{PT - \frac{??}{o}} \times (1 - \frac{??}{o}) = \sqrt{PT - A, \forall o \times (1 - e)}$$

 $c = \sqrt{\frac{31}{11 \times 17}} = \frac{31}{\sqrt{377}} = \frac{31}{\sqrt{979.31}} = 0.79, \circ$ 

خطوات حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام:

٩ ــ تربيع قيم س ويوضع الناتج في العمود س٢.

٢ ـ تربيم قيم ص ويوضع الناتج في العمود ص١.

٣ ـ ضرب قيم س × قيم ص ويوضع الناتج في العمود س ص.

٤ \_ تجمع الأعمدة لنحصل:

من العمود الأول على عـ س.

ومن العمود الثاني على مجـ ص.

ومن العمود الثالث على مجـ س٠.

ومن العمود الرابع على مجـ ص".

ومن العمود الخامس على مجـ س ص.

انطبق القانون الآتى:

ر = ع س ص عدس × عدص

٧ ب سار (ب-س) × ب ص ٢ رب-ص) ٢

حيث أن :

س = معامل الارتباط.

مجـ س ص = مجموع ضرب القيم في المتغيرين س، ص في بعضهما المعض...

ن = عدد الأفراد.

مجـ س = مجموع القيم في المتغير س.

مجـ ص= مجموع القيم في المتغير ص.

م- س على القيم في المتغير س.

مح ص ٢ = مجموع تربيع القيم في المتغير ص.

جــ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار:

نلاحظ من خلال الأمثلة السابقة في كل من معاملي ارتباط بيرسون السابقين سواء أكان عن طريق القيم الخام أو الا تحرافات أنهما يصلحان من الناحية العملية في حالة العينات الصغيرة. أما إذا تضمنت العينة التي يجري عليها الباحث بحثه مئات من الأشخاص فإنه سيستغرق وقتاً طويلاً جداً في حسابه لمعامل الارتباط بهاتين الطريقتين كما أنه محتاج في نفس الوقت لمساحات كبيرة من الورق يسجل عليها قيم المتغيرين س، ص ويجري حساب العلاقة بينهما. ولذلك فإن معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار. والجدول المزدوجه يصلح في مثل هذه الأحوال إذ تتمكن من وضع درجات المتغيرين في هذا الجدول لأي عينة من العينات مهما كبر حجم هذه العينة. وقد سبق أن بينا كيف يمكن تفريغ درجات المتغيرين في هذا الجدول. وسنكتفي هنا في معرفة خطوات حساب هذا المعامل.

#### مثال:

فيما يلي درجات مجموعة مكونة من ١٥ خمسة عشر تلميذاً على اختبار للذكاء (س) والذاكرة (ص).

درجات س: ۳-۷-۵-۸-۱۲-۱۲-۹-۸-۹-۸-۹-۳-۲۱-۲۲-۲۳.

وفيما يلي جدول الانتشار الخاص بالمتغيرين السابقين:

حَ س حَص	ح ً' س	حَ س	ح	مجد س	-44		~17	- 4	س ص
10+	٩	4	1-	٩			441	14,4	-4
			صفر	۳			١	۲	-1.
٣_	٧	Y +	1+	٧			أأأ	Ý	- 17
4 +	ŧ	۲ +	4 +	١					- Y£
17 +	10	۹		10	١	صفر		4	عد من
۳-		£ +				_			جـ س
18 +		٥.,			۱+		١-	٧_	ح.
				74-	۱+		٥.	14-	خ ص
				۱+					ے س
				2.4	١			41	ح ص۲
				18 +	٧		٧	١.	ح ص حس

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق:

$$C = \frac{3! - \frac{6 \times 77}{6!}}{6! - \frac{67}{6!} \times 73 - \frac{77}{6!}}$$

$$C = \frac{3! - \frac{11}{6!}}{\sqrt{6! - \frac{17}{6!} \times 73 - \frac{313}{6!}}}$$

$$C = \frac{3! - \frac{11}{6!}}{\sqrt{6! - \sqrt{1}} \times 73 - \frac{313}{6!}}$$

$$C = \frac{3! - \frac{77}{7}}{\sqrt{6! - \sqrt{1}} \times 73 - \sqrt{77}}$$

$$C = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77}, 1 \times 73 - \sqrt{77}} = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{777}}$$

$$C = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77}, 17 \times 73 - \sqrt{77}} = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{777}}$$

$$C = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77}, 17} = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{777}}$$

$$C = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{77}, 17} = \frac{\sqrt{77}, 7}{\sqrt{777}}$$

وخطوات حساب هذا المعامل هي:

١ ـ تفريغ القيم المعطاة في جدول الانتشار. ويتم جمع التكرارات الموجودة في كل صف لنحصل على مجـ س، كما يتم جمع التكرارات الموجودة في كل عمود لنحصل على مجـ ص. .

٢ ـ يتم وضع انحراف فرضي أمام مجـ س ، مجـ ص لنحصل على ح .

٣ \_ يتم ضرب الانحراف الفرضي في التكرار المقابل له (الموجود في عدس) أو بحـ ص) ليتم الحصول على ح سح ص ثم يتم ضرب ذلك الاخير في ع لنحصل على ح س م ح ص .

إـ تقوم بضرب الانحراف الفرضي المقابل للصف الأول × الانحراف الفرضي المقابل للعمود الأول في نفس الجدول، ونضع الناتج في الركن

العلوي الأيمن للمربع (وهو هنا في هذا المشال المربع الأول في الصف الأول) ثم نضرب هذا الناتج في تكرار الخلية ونضع ناتج الضرب في الركن الأسفل الأيسر من نفس المربع .

هـ نقوم بضرب الانحراف الفرضي للصف الأول أيضاً × الانحراف الفرضي للعمود الثاني، ونضع الناتج في الركن العلوي الأيمن من المربع الثاني في الصف الأول، ثم نضرب الناتج × تكرار الخلية. ونضع الناتج بعد ذلك في المركن الأسفل الأيسر من نفس المربع. وهكذا حتى نهاية تكرارات الصف الأول.

٣- نقوم بضرب الانحراف الفرضي للصف الثاني × الانحراف الفرضي للعمر والأداء ونضع الناتج في الركن العلوي الأيمن في المربع الأول في الصف الثاني ونضرب بعد ذلك الناتج × تكرار هذا المربع. وهكذا حتى نهاية الصف الثاني. ثم نتتقل إلى الانحراف الفرضي للصف الثالث. . . وهكذا.

٧- نقوم بجمع حواصل الضرب السابقة الموضوعة في الركن الأسفل الأيسر في المربعات بالنسبة للصف الأول ويوضع هذا الناتج في العمودح س ح ص وكذلك بالنسبة للصف الثاني والثالث... وهكذا. ثم تتم نفس هذه الخطوة بالنسبة للعمود الأول ويوضع هذا الناتج في الصف ح ص ص ص ص و كذلك الأمر بالنسبة للعمود الثاني والثالث.. وهكذا.

٨- يجب أن يكون الناتج في مجـ ح اس ح اص مساوياً للناتج في مجـ ح اص ع اس.

٩ - نطبق بعد ذلك القانون السابق.

## تمارين محلولة على معاملات الارتباط السابقة

 ١ - طبق باحث اختبارين على مجموعة من التلاميذ عددهم عشرة أحدهما يقيس الذكاء والآخر يقيس الثبات الانفعالي، فكانت درجاتهم على هذين الاختبارين كما يلى:

أحسب الارتباط بين الذكاء والثبات الانفعالي بطريقة الرتسب والانحرافات.

۲ ـ أجرى باحث دراسة على عينة من الأطفال مجموعها عشرة لمعوفة العلاقة بين مستوى الذاكرة لديهم وبين أعمارهم فكانت درجات ذاكرتهم وأعمارهم كما يلى:

أحسب معامل الارتباط بين س، ص بطريقة الرتب والانحرافات والقيم.

الحل:

## التمرين الأول:

#### ١ - بطريقة الرتب:

$$w_{ij} = \frac{r \times o_{ij} \cdot v_{ij}}{r \cdot v_{ij}} = \frac{r \times o_{ij} \cdot v_{ij}}{r \cdot v_{ij}} = \frac{r \times v_{ij}}{r \cdot v_{ij}} = \frac$$

$$.\quad ,\forall =, \Psi_- \mid =, \qquad ,\; ,\forall = (^\circ) \cdot , \Psi_- \mid = \smile$$

<sup>(\*)</sup> بالتقريب.

#### ٢ ـ بطريقة الانحرافات:

$$\gamma \circ = \frac{\gamma \cdot \cdot}{\gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \cdot \cdot}{\gamma} = \frac{\gamma \cdot \cdot}{\gamma \circ \gamma} = \frac{\gamma \circ \cdot}{\gamma \circ \gamma \circ \gamma \circ \gamma \circ \gamma} = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma \circ \gamma \circ \gamma \circ \gamma} = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma \circ \gamma \circ \gamma \circ \gamma} = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma \circ \gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$\phi \circ = \frac{\gamma \circ \gamma}{\gamma \circ \gamma} = 0$$

$$= \frac{374}{1 - 1 + 1} = \frac{1 \times 1}{1 - 1} = 1$$

#### ٢ .. بطريقة الانحرافات:

$$\frac{Y}{V \wedge Y, Y} = \frac{Y}{Y \times YY, Y} = \sqrt{Y}$$

$$\dots = \frac{Y}{YA, Y} = \dots$$

# (٣) معامل التوافق (\*)

تهتم معاملات الارتباط السابقة بإيجاد العلاقة بين المتغيرات التي يمكن قباسها قباساً كمياً باستخدام الأدوات المختلفة في علم النفس وعلم الاجتماع. لكننا نجد في نفس الوقت أن هناك الكثير من المتغيرات النوعية التي تنقسم فيما بينها انفساماً كيفياً وتحتاج إلى إيجاد العلاقة بينها ، كالحاجة مثلاً إلى إيجاد العلاقة بين لون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء بلون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء بلون مثل هذا النوع من العلاقات . ويقع على عانق معامل التوافق حساب مثل هذا النوع من العلاقات . ويحسب معامل التوافق من خلال الانتشار لتكرارات تلك المتغيرات النوعية وذلك بتربيع كل تكرار وقسمته على حاصل ضرب مجموع عمود التكرارات المربعة في كل صف ثم بعضها البعض . . . وهكذا في العقوف .

وقانون معامل التوافق (ق) حرا \_ لـ

وفيما يلي مثالاً نوضح من خلاله خطوات حساب معامل التوافق .

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين الصفات الوراثية بالنسبة للون البشرة لدى الأبناء بلون البشرة لدى الآباء فحصل على البيانات الآتية في جدول الانتشار.

Cofficient of Agreement. (\*)

بح	قمحي	أبيض	أسعر	الأبناء
1.	٥	٣	۲	أسمر
٧	۲	1	٤	أييض
14	٣	٦	٤	قمحي
۳۰	1.	1.	1.	4

$$\frac{(0)}{2} + \frac{(7)}{1 \times 1} + \frac{(7)}{1 \times 1} + \frac{(7)}{1 \times 1} + \frac{(7)}{1 \times 1}$$

$$\bullet$$
,  $\Upsilon o + \bullet$ ,  $\bullet \dot{\uparrow} + \bullet \dot{\xi} = \frac{\Upsilon o}{1 \cdot \cdot \cdot} + \frac{1}{1 \cdot \cdot} + \frac{\xi}{1 \cdot \cdot} = \frac{\xi}{1 \cdot \cdot \cdot}$ 

$$\frac{(1)}{2} + \frac{(1)}{2} + \frac{($$

$$\bullet, \Upsilon^{\bullet} = \frac{\Upsilon^{\bullet}}{V^{\bullet}} = \frac{\$}{V^{\bullet}} + \frac{1}{V^{\bullet}} + \frac{17}{V^{\bullet}} =$$

$$\frac{(\xi)}{2\pi \times 1} + \frac{(\xi)}{2\pi \times 1} + \frac{(\xi)}{2\pi \times 1} = \frac{(\xi)}{2\pi \times 1} + \frac{(\xi)}{2\pi \times 1}$$

• , 
$$\xi V = \frac{q \gamma}{q \gamma_1} = \frac{q}{q \gamma_1} + \frac{p \gamma_2}{q \gamma_1} = V_3$$
, •

$$1,10 = 0,50 + 0,70 + 0,70 = 0,10$$
 مجموع الصفوف =  $1,10 = 0,50$ 

خطوات حساب معامل التوافق(\*).

 ١ - يتم إيجاد مربع تكرار كل خلية من خلايا جدول الانتشار ثم يتم قسمة هذا المبربح على مجموع تكرارات عموده مضروباً في مجموع تكرارات صفه كما يلى:

## مربع تكرار الخلية مجموع تكرار العمود × مجموع تكرار الصف

. ٢ - يتم جمع النواتج بالنسبة لكل صف على حدة.

٣- نقرم بجمع مجموع الصفوف على بعضها البعض لنحصل على عجد الصفوف.

\$ \_ نطبق القانون الآتي:

· ق = الم

حيث أن:

ق = معامل التوافق.

١ = مقدار ثابت.

ب- عجموع الصفوف المشار إليها في ٣.

## (٤) معامل ارتباط فاي Phi Correlation

في كثير من الأحيان يجد الباحث أن المتغيرين اللمذين يريد دراسة العلاقة بينهما ينقسمان (أي كل منهما) إلى قسمين نوعيين فقط. ويصلح هذا المعامل مثلاً عندما يريد الباحث إيجاد العلاقة بين من أجابوا على أحمد

 <sup>(\*)</sup> تكون فثات كل متغير مساوية لفثات المتغير الأخر.

الأسئلة بنعم ولا ، مع من أجابوا بنعم ولا أيضاً على سؤال آخر في نفس المقياس أو الاستبيان . ويعتمد هذا المعامل في حسابه على التكرارات الموجودة بجدول الانتشار. وقانون معامل فاى:

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من أجابوا: نعم، لا على السؤال الأول في أحد استبيانات الاتجاهات الاجتماعية بمن أجابوا: نعم، لا على السؤال الثاني في نفس الاستبيان فكانت نتائج التكرارات هي هذين السؤالين كما يلم.:

	4		K		ئمم	<u>س</u> ص
د	١٥	ب	~	-	-1.	تعم
9	10	٥	41.	À	* 0	У
	40	ح	10	ز	10	4

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من عولجوا بدواء ومن لم يعالجوا به وبين من شفوا ولم يشفوا من هاتين الفتتين (أي من أخلوا الدواء ومن لم يأخلوه). فكانت التكرارات كما في جدول الانتشار الآتي:

	بج		غوا	لم يش	غوا		5
۳۸		٥	14	/.	-	٧.	عولجوا
20		٠.	۳۰	<b>'</b>	7	١٠	لم يعالجوا
	۸۳		04	9	٨	۳.	

$$\frac{1}{\sqrt{1/1 \times 101}} = \frac{1}{\sqrt{1/1 \times 101}} = \frac{1}{\sqrt{$$

, 47 = + 77 = + 77, = + 77,

# (٥) معامل الارتباط الثناثي

في كثير من الأحيان يجد الباحث في مجال علم النفس وعلم الاجتماع والمعلوم الأخرى أن عليه أن يصل إلى العلاقة بين متغيرين أحدهما ينقسم إلى فشات كمية (كالمذكاء مشارًا) والمتغير الثانسي ينقسم إلى ويستخدم معامل (كالانبساط والانطواء - كقوة الأنا وضعف الأنا . . . إلخ). ويستخدم معامل الارتباط الثنائي Bi-Serial Correlation لإيجاد مثل هذا النبوع من العلاقة ويعتمد في حسابه على الوصول إلى المتوسط الحسابي لكل من المتغيرين النوميين وعلى الانحراف المعاري للتكرارات الكلية . وقانون معامل ارتباط بيوسون .

م ١ = متوسط المتغير الأول النوعي (مجموعة ١).

م ٢ = متوسط المتغير الثاني النوعي (مجموعة ب).

ع = الانحراف المعيارِي للمجموعة الكلية .

أ = نسبة تكرار المجموعة ١ على التكراري الكلي. ب = نسبة تكرار المجموعة ب على التكرار الكلي.

ص = الارتفاع المقابل لأي من النسبتين أ أو ب في جدول المنحنى الاعتدالي.

وفيما يلى مثالاً يوضح ذلك.

#### مثال:

أحسب العلاقة بين الذكاء وسمتى الانطواء والانبساط في الجدول الآتي:

مجد	-11.	-4.	- Y	-0.	الذكاء	
40	۲	17	٨	٣	الانطواء	(h)
Yo	£	1.	٧٠	٤	الانبساط	(ب)
٥٠	٣	44	10	٧	-¢	

م ١ (متوسط المتغير ١)

 $14, Y = Y \cdot \times \frac{12}{Y0} + A \cdot = \psi \rho$ 

ع كلي (الانحراف المعياري للمجموعة الكلية)

$$9 = \sqrt{\sqrt{\frac{\gamma_0}{c} \cdot \frac{(\gamma_1)^2}{c}}}$$

$$9 = \sqrt{\sqrt{r \cdot (r \cdot (b \cdot c))^2}}$$

$$9 = \sqrt{\sqrt{r \cdot (r \cdot (b \cdot c))^2}}$$

$$9 = \sqrt{\sqrt{\sqrt{\gamma}} \cdot (c \cdot c \cdot c)}$$

$$9 = \sqrt{\sqrt{\gamma}} \cdot (c \cdot c \cdot c)$$

$$9 = \sqrt{\gamma} \cdot (c \cdot c \cdot c)$$

$$9 = \sqrt{\gamma} \cdot (c \cdot c \cdot c)$$

$$9 = \sqrt{\gamma} \cdot (c \cdot c \cdot c)$$

الارتفاع ص المقابل لأي من النسبتين في جدول ارتفاعات المنحنى

خطوات حساب معامل الارتباط الثنائي:

١ ـ حساب متوسط المجموعة أ ونرمز له بالرمز م أ.

٢ ـ حساب متوسط المجموعة ب ونرمز له م ب.

٣ ـ حساب الإنحراف المعياري للمجموعة الكلية ونرمز له بالرمزع.

٤ - إيجاد نسبة المجموعة أ، ونسبة المجموعة ب إلى المجموع الكلي
 ونرمز لهما بالرمزين أ، ب.

 ه ـ من جدول المنحنى الاعتدالي نبحث عن الارتفاع ص المقابل للمساحة الكبرى أو المساحة الصغرى أ، ب ونرمز لهـذا الارتفاع بالرمـز.
 ص.

٦ - تطبق القانون السابق والذي يرمز له بالرمز رث.

٧- وفيما يلي جلول ارتفاعات ومساحات المنحنى الاعتدالي الذي يتم من استخراج النسبة الممذكورة في الخطوة رقم ٥. وسيستخدم هذا الجدول عند الكلام على الجزء الخاص بتحويل التوزيع القرب توزيع اعتدائي. جدول ارتفاعات ومساحات المنحني الاعتدالي

	. عنداني	ت المنتحني الا	ے ومساحات	ں درساماد	جدو		
الارتفاع	المساحة	المساحة	الدرجة	الأرتقاع	المساحة	المساحة	الدرجة
(ص)	الكبرى	الصغرى	المعارية	(ص)	الكبرى	الصغرى	المعيارية
۳۲۸٠,	,9099	1,4044	, + £ + 1	PAPY	,,,,,,,	,0111	.,
, • ٧4 •	,4121	, . 709	1,4.	3APT,	,0199	, £A+1	1,10
1.4411	AYFF,	, • ٣ ٣ ٣	١,٨٥	,444.	,0741	1:73,	٠,١٠
1.307	,4717	, • YAY	1,4.	.7950	,0097	, \$ £ + \$	٠,١٥
, +097	,4788	767+,	1,40	.197,	,0797	144.4	٠, ٢٠
,.010	,4777	, • YYA	γ,	, ሦለካ የ	,0484	, 2 - 17	., 40
, · tAA	,979A	, . 7 . 7	Υ, • ο	\$187,	,1174	1787,	٠,٧٠
, . £ £ .	,4411	,+174	Y, 1+	,470	,1774	* 4.14.4	1,40
, - 440	,4817	1 · 10A	Y, 10	77.77	3007,	7337,	1,51
, . 700	,4411	, • ١٣٩	٧, ٧٠	, 41.0	,1777	3777,	1,50
, •٣١٧	,4474	, • 14.4	7,70	,4041	9177,	, <b>የ</b> ፣ ለ#	1,01
, • YAY	1949	,+1+٧	7,7.	PF374,	۸۸۰۷٫	, 7417	1,00
. 404	144+1	11148	7,70	,444.4	,٧٧.	, 4714	1,51
377.	14414	1++44	۲, ٤٠	,444.	,7577	, 4044	٠,٩٥
1.144	14444	, • • • • •	٧,٤٥	*4/4A	,Y#A+	. 484.	٠,٧٠
, • \٧0	AYPP	11177	Υ, α.	,4:11	,774	77777	٠,٧٥
, . 101	,4787	, 1102	Y,00	, YA4V	,7441	, 7119	٠,٨٠
11.44	,4407	, 1187	٧,٦٠	, ۲۷۸۰	۰,۸۰۲۳	. 1477	1,80
	,447+	,	7,70	1777,	P01A,	,1461	1,41
, - 1 - 2	,4470	, Ye	٧,٧٠	, 4061	PAVA4	,7711	1,40
, • • ٧4	,447£	, * * * * *	۲,۸۰	,727.	,811	, 1047	1,**
****	,4441	,**19	7.4.	, 7799	ነንየ	, 1879	1, +0
20.55	*44470	, 1 - 170	۴, ۰۰	3Y1V4	,4727	, \٣0٧	1,11
, 44	,44.1	, 1 - 1 4 V	7,11	,4:04	,4784	, ۱ ۲۵۱	1,10
, * • ¥\$	,99971	, 74	4,4,	,1987	,4414	,1101	١,٧٠
, * * 17	,99977	, * * * * * * *	٣, ٤٠	, 1877	1374,	1911,	1,40
, 7	,44488	,   7	4,4.	,1761	14.44	, 1938	1,44
, • • • • •	,44447	,٧	۴,۸۰	1718	,4110	, (AA#	1,40
, 1	,444786	, • • ٣١٧	\$3	,1847	,4147	, • ٨ • ٨	١,٤٠
, \ a	,999977	, • • • • • • • •	1,01	3 877 ,	,97%0	, • ٧٣٥	۱,٤٥
17	,444444		0, 11	, ۱۲۹۵	,4777	1.424	١,٥٠
	44444444		٦,٠٠	, 17**	3.979.	****	1,00
				111-4	,4607	ABA	1,71
				11.75	,40+0	, + £4.0	1,70
				-1981	3005,	, +15%	1,7,

كيفية استخراج النسبة أ والنسبة ب من جدول ارتفاعات المنحني الاعتدالي :

 ١ ـ يوضع في الاعتبار أن قيمة النسبتين بجمعهما معاً تساويان واحد صحيح.

٢ - تحدد أي النسبين هي الأصغر في القيمة لنبحث عن الارتضاع المقابل لها من خلال العمود المسمى: المساحة الصغرى. فلو كانت هذه النسبة الصغرى تساوي . • • • • • • مثلاً فإننا ننظر في حمود المساحة الصغرى ونبحث عن المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتبع في حمود الارتفاع (ص) القيمة المقابلة لهذه المساحة فنجد أنها تساوي ١٩٨٣، • أي أن الارتفاع ص = ٩٨٣، • •

٣ - نحدد النسبة الكبرى ونبحث عن الارتفاع المقابل لها من خلال العمود المسمى: المساحة الكبرى، فلو كانت هذه النسبة الكبرى تساوي ٥٠٠, و (ما دامت النسبة الصغرى ٥٠٠, و فإن النسبة الثانية أو الكبرى لا بد أن تكون كما في ١ مساوية لد : ٥٠٠, و أي أن نجمع النسبين ٥٠٠, و و و مدود المساحة المها يساويان واحد صحيح ) فإننل ننظر في عصود المساحة الصغرى ونبحث عن المساحة المساوية تماماً لهذه النسبة ثم نتبع في عمود الارتفاع (ص) القيمة المقابلة لهذه المساحة فنجد أنها تساوي ٥٠٢٠, و أي أن الارتفاع ص = ٥٠٠٨، و و و

٤ - باستمرار يكون الارتفاع ص المقابل للنسبة الصغرى هو نفسه المقابل للنسبة الكبسرى ولـذلك يكتفي بالحصول على الارتفاع ص من الخطوة رقم ٧ فقط.

# حساب دلالة معامل الارتباط

لا يعتد بقيمة معامل الارتباط سواء أكان كبيراً أو صغيراً إلا إذا كأن دالاً، وتشير الدلالة إلى وجود علاقة حقيقية وجوهرية بين المتغيرين المذي حسب الارتباط بينهما. ويتم حساب دلالة معامل الارتباط على النحو الآتي:

١ ـ تتم معرفة عدد أفراد العينة المراد حساب العلاقة أو الارتباط بين
 متغيرين قيسا فيها، ويرمز لعدد أفراد العينة بالرمز ن.

٢ ـ يتم حساب درجة الحرية وهي تساوي ن ـ ٢.

٣ ـ نظر في جدول دلالة معاملات الارتباط الإحسائية أمام درجة الحرية وتحت النسبتين ٥٠,٠١، وفإذا كان معامل الارتباط أقبل من القيمة الموجودة تحت كل من هاتين النسبتين على حدة كان غير دالاً ، أما إذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ١٠,٠ قلنا أنه دال عند ١٠,٠٥ وإذا كان مساوياً أو أكبر من القيمة الموجودة تحت النسبة ٥٠,٠٥ قلنا أنه دال عند ٥٠.٠٠

٤ \_ يقصد بأن معامل الارتباط دال عند ١٠,٠١ أن نسبة الثقة في معامل الارتباط المستخرج في البحث تساوي ٩٩٪ ونسبة الشك فيه ١٨ ـ ويقصد بأن معامل الارتباط دال عند ١٠٠٠ أن نسبة الثقة فيه ٩٥٪ ونسبة الشك ٥٪.

ه \_ وفيما يلى جدول دلالة معاملات الارتباط:

جداول دلالة معامل الارتباط

ورية الدلالة	~
ري ا	- ::
	- ::

الدلالة	الد	درجة الحرية	וניגונ	T.	درجة العرية	IFRE	ائد	درجة الحرية
مند ۱۰۰،	ميده، ،	Y = 3	متل ۱۰۰،	منده	Y-0	متلد ۱۰۰،	مثله،،	٠- ٢
٠,١٢٨	۸,۰۹۸	3	٠,٣٧٢	۸۸۸ .	80	.,010	3.3,	77
.,110	*, *,	• : .	30T.	YVY.	•	.,0.0	., 1997	7
٠,٠٨١	11.	7:::	.,440	٠, ٢٥٠	-4	1,647	٠,٢٨٨	3.4
			٧٠٧.	., 444	٧.	٠, ٤٨٧	٠,٣٨١	40
			٠, ۲۸۴	٠, ٢١٧	÷	۸۸۶۰۰	٠,٣٧٤	1.1
			٧٢٧ .	٠, ٢٠٥	•	٠, ٤٧٠	٧٢٠٠٠ .	٧٧
			., Yos	. 140	·:	71.3	., 177.	۸۸
			٠, ۲۲۸	3,175	140	7.03	٠,٢٠٠	**
			۸٠۲،	.,109	10.	133,	134.	7.
			٠,١٨١	٠, ١٣٨	۲	۸۱۶۰۰	٠, ٢٥	Y'o
			٠,١٤٨	.,114	40.	· , 197	* · Y · 1	• 3

مثال:

لو أجرى باحث دراسته على عبنة مكونة من ثلاثين طالباً من المدارس الثانوية وطبق عليهم في هذه الدراسة اختباراً للداكرة فكان معامل الارتباط بين درجات هؤلاء التلاميذ على اختبار المذاكرة وأعمارهم ٣٧٢, ٢٠٠ فإن حساب دلالة هذا المعامل يتم كما يلمي:

. ۲۸  $= Y - Y^0 = Y - Y$  مدرجة الحرية في هذا المثال هي ق $= Y - Y^0 = Y - Y^0 = Y - Y^0$ 

٢ ـ وبالكشف عن دلالة هذا المعامل عند درجة الحرية ٢٨ وتحت
 مستوى ٢٠,٠٥ نجد أن قيمته أعلى من القيمة الموجودة تحت ٢٠٠٥ وأقل من القيمة الموجودة تحت ٢٠٠٥

٣ ـ إذاً معامل الارتباط ٩٣٢٠ . دال عند ٥٠,٠٥ فقط وليس دالاً عند ١٠,٠١ أن أن الارتباط حقيقي بنسبة ثقة ٩٥٪ ونسبة شك ٥٪.

# تعليق على معاملات الارتباط <sup>ما</sup>

في معاملات ارتباط التوافق وفاي الثنائي ذكرنا أنها تستخدم في حالة المتغيرات التي تنقسم فيما بينها انقساماً كيفياً. ولا يعني هذا أنها لا تستخدم في حالة المتغيرات التي تنقسم إلى فئات كمية بل ممكن استخدامها في تلك الحالة الأخيرة أيضاً.

تحويل جدول الانتشار المزدوج إلى جدول يستخدم في حساب التواقـق وفاي والثنائي :

من السهل القيام بتحويل جدول الانتشار العزدوج إلى جداول يصلح من خلالها حساب معامل ارتباط التوافق ومعامل ارتباط فاي ومعامل الارتباط الثناثي وذلك بهدف التأكد بأكثر من طريقة من قيمة معامل الارتباط المستخرج (°). ويمكن ذلك بطبيعة الحال إذ كانت الفئات التي تنقسم إليها المتغيرات كمية.

#### مثال:

أجرى باحث دراسة بهدف معوفة العلاقة بين حجم أسرة العامل (س) وبين كمية إنتاجه في العمل (ص) وكانت العلاقة بين س، ص كما هي في جدول الانتشار الآتي:

4	- £ =	- 40	-٣٠	- Y	~ Y •	س (ص
4	٧	ŧ	صفر	١	۲	-1
4.5	۳	٨	٣	۲	٥	-4
. 14	4	۴	٣	۲	۲	-0
44	1.	٩	٧	۲	١	-٧
٨٥	YV	71	18	11	1.	ج

والجدول السابق من الممكن حساب معاصل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار من خلاله. أما إذا أردنا حساب معامل التوافق منه فإن ذلك يتطلب تحويل هذا الجدول إلى جدول موحد الفتات في س، ص وذلك الأننا كما نعرف في معامل التوافق يجب أن تكون عدد الفتات في المتغير س هي نفس عدد الفتات في المتغير ص، والجلول السابق عدد فتات س أربعة وعدد فتات س خمسة، والمطلوب إذا بالنسبة

 <sup>(</sup>ه) لا تكون بالضرورة تيمة معامل الارتباط متطابقة عند الحصول عليها بأكثر من طريقة .

لمعامل التوافق جعل عدد فئات ص أربعة بدلاً من خمسة ويتم ذلك بدمج الفئة الأخيرة ٤٠ في الفئة التي قبلها ٣٥ . . وتتم هذه الخطوة بإضافة التكرارات الموجودة تحت الفئة ٤٠ في التكرارات المقابلة لها تحت الفئة ٣٥ . فمثلاً التكرار ٢ في الصف الأول وتحت الفئة ٤٠ ميضاف للتكرار المقابل له ٤ في نفس الصف الأول والموجود تحت الفئة ٣٥ ـ ليصير التكرار الجديد للفئة ٣٥ ـ مساوياً ٢ في الصف الأول. وتتم نفس الخطوة السابقة في الصف الثانى والصف الثالث والصف الرابع .

ويكون بذلك الجدول الجديد بعد إضافة الفئة \$ ـ إلى الفئة ٣٠ ـ كما يلى :

4	٣٥ فمافوق	-4.	- 70	٧.	ص ص
٩	٩	صفر	1	٧	-1
7 £	18	٣	٧	0	- *
14	١٢	h	Υ	γ	_ 0
٣٣	14	٧	٦	١	- ٧
۸٥	٥١	۱۳	11	1.	4

وهكذا نجد أن الجدول السابق أصبح المتغير ص له نفس عدد الفئات التي للمتغير س ويمكن بذلك حساب معامل التوافق منه .

وبالنسبة لمعامل فاي يتم دمج تكرارات كل فثتين في المتغير س معاً ويكون ذلك بدمج تكرارات الفئة ١ - . م تكرارات الفئة ١ - ، ويتم دمـج تكرارات الفئة ٧ - مع تكرارات الفئة ٥ - . كذلك الأمر بالنسبة للمتغير ص يتم دمج تكرارات الفئتين الأولتين معاً ودمج تكرارات الفئات الثلاث الأخيرة مع بعضهم ويكون ذلك بدمج تكرارات الفئة ٣٥ - مع تكرارات الفئة ٢٠ -ودمج تكرارات الفئتين ٣٥ - ، ٤٠ - في الفئة ٣٠ - ويكون شكل الجدول كما يلى:

4	٣٠ فما فوق	-4.	س م
٣٣	77	1.	-1
Yo	٤١	11	ه فما فوق
٨٥	7.8	11	4

وفي حالة معامل الارتباط الثاني فإن المتغير ص يظل باقياً كما هو ويتم دمج تكرارات المتغير س كل فئتين في فئة واحدة ، وذلك بضم تكرارات الفئة ٣- في الفئة ١ ـ وتكرارات الفئة ٧ ـ في الفئة ٥ وبذلك يكون شكل الجدول كما يلى :

ب	- ٤٠	-40	-4.	- 40	- 4.	س ص
77	٨	17	٣	٣	٧	-1
۲۵	11	17	1.	٨	٣	_0
٨٥	٧٧	7 £	۱۳	11	1.	4

تمارين محلولة على معاملات الارتباط السابقة ٢ ـ أحسب العلاقة بين المتغيرين س، ص في الجدول الآتي:

÷	أرمل	مطلق	متز وج	أعزب	م م
۲٠	*	٤	٣	٧	أعزب
٧٠	٤	٨	٣	٥	متز وج
۲.	٦	٤	٧	٣	مطلق
٧٠	ŧ	٤	٧	٥	أرمل
٨٠	٧.	٧.	٧.	۲٠	÷

٢ \_ أحسب العلاقة بين س، ص في الجدول الآتي:

+	أغبياء	أذكياء	50/5
44	17	74	تاجحون
YV.	٥	77	فاشلون
٧٦	41	90	4

### ٣ \_ أحسب العلاقة بين س، ص في الجدول الآتي:

	بج	- 2 •	-4.	Y+	-1.	<u>ص</u>
	۲.	1.	٥	٣	۲	ناجع
	۳٠	٦	٧	٨	٩	راسپ
ſ	۰۰	17	۱۲	11	11	-¢

#### الحل:

١ ...حل التمرين الأول (معامل التوافق):

$$\frac{(7)}{2}$$
 ب $\frac{(7)}{2}$  ب $\frac{(7)}{2}$  ب $\frac{(7)}{2}$  ب $\frac{(7)}{2}$  ب $\frac{(7)}{2}$  ب $\frac{(7)}{2}$  بالصف الأول =  $\frac{(7)}{2}$  بالصف الأول =  $\frac{(7)}{2}$ 

$$\frac{\mathsf{T}(\xi)}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}}$$
 +  $\frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{Y})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} = \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{X} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y} \cdot \mathsf{Y}} + \frac{\mathsf{T}(\mathsf{A})}{\mathsf{Y}} +$ 

$$\frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau},\times{}^{\tau}{}^{\tau}}+\frac{{}^{\tau}({}^{\xi})}{{}^{\tau},\times{}^{\tau}{}^{\tau}}+\frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau},\times{}^{\tau}{}^{\tau}}+\frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau},\times{}^{\tau}{}^{\tau}}+\frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau},\times{}^{\tau}{}^{\tau}}+\frac{{}^{\tau}({}^{\tau})}{{}^{\tau},\times{}^{\tau}}+\frac{{}^{\tau}$$

• , 
$$YA = \frac{11 \cdot }{1 \cdot } = \frac{47 \cdot }{11 \cdot } = 47 \cdot$$

$$\frac{{}^{\tau}(\xi)}{\gamma \cdot \times \gamma \cdot} + \frac{{}^{\tau}(\xi)}{\gamma \cdot \times \gamma \cdot} + \frac{{}^{\tau}(\gamma)}{\gamma \cdot \times \gamma \cdot} + \frac{{}^{\tau}(\phi)}{\gamma \cdot \times \gamma \cdot} = \frac{1}{\gamma \cdot \times \gamma \cdot} + \frac{1}{\gamma \cdot \times \gamma \cdot} + \frac{1}{\gamma \cdot \times \gamma \cdot} = \frac{1}{\gamma \cdot \times \gamma \cdot} + \frac{1}{\gamma \cdot \times \gamma \cdot$$

عبد الصفوف 
$$= 1,17$$
 و  $= 1,17$  و  $= 1,17$  و  $= 1,17$  و  $= 1,17$  معامل النوافق (ق)  $= \sqrt{1 - \frac{1}{p \cdot 1}} = \sqrt{1 - p \cdot 1}$  معامل النوافق (ق)  $= \sqrt{1 - 1 \cdot 1} = \sqrt{1 - 1 \cdot 1}$  و  $= \sqrt{1 - 1 \cdot 1} = \sqrt{1 - 1 \cdot 1}$  و  $= \sqrt{1 - 1 \cdot 1}$ 

## ٢ ـ حل التمرين (معامل فاي):

4	أغبياء	أذكياء	50/5
۳ مــ	11 ب	1 11	ناجحون
۳۷ و	ه د	۳۲ جـ	فاشلون
٧٦	۲۱ ع	ەە ز	4

$$, 41 = \frac{44}{174 \cdot 49} = ...$$

$$YA$$
,  $YY = 1 \cdot \times \frac{1}{Y} \cdot Y = 0$  =  $YY$ ,  $a = 1 \cdot \times \frac{YY}{Y} \cdot Y = 0$ 

# ع (الانحراف المعياري) للمجموعة الكلية:

$$3 = 1/\sqrt{\frac{\lambda L}{10}} - (\frac{\lambda L}{10})^2 = 1$$

نسبة أ ، ب = ١٠, ٣٤ ١٠ = ١, ١٣ ١٠, ١١ = ٦ × ١٠ = ٦ ب ١٠

· , & · = Y · = 1

نسبة ب = ۳۰ - ۰ ،۹۰ =

ص المقابلة لنسبة ص أو نسبة س في جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي هي = ٧٩،٠٠ = ٠,٣٩٠ .

س ت = ۲۰٫۳۳ × ۲۸٫۳۳ × ۲۰٫۰۰ = ۰٫۳۹

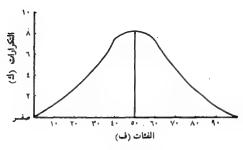
 $\omega = \frac{\forall t + h}{7, t \cdot t} \times \frac{3 \cdot t}{9 \cdot 7, t} = \forall V, YF, t = A3,$   $\omega = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7, t} = \frac{1}{7, t} \times \frac{1}{7,$ 

# المنحني الاعتدالي

وتعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي،

إذا أجرى باحث اختباراً نفسياً أو استياناً اجتماعياً على مجموعه من الاشخاص ثم صنف درجات هذا الاحتبار أو الاستيان الاجتماعي في جدول تكراري فإن منحني توزيع هذه الدرجات يكون اعتدالياً إذا لم تكن هناك أخطاء متعلقة بحجم العينة ومدى تمثيلها للمجتمع أو متعلقة بظروف الاحتيار أو الاستيان من ناحية مناسبته لعمر ومستوى تعليم أفراد العينة من ناحية ولئياته وصدقه من ناحية أخرى، أو متعلقة بظروف الباحث والمبحوث المزاجية عند تطبيق الاختبار، أو متعلقة بالصفة أو السمة المقاسة. وفي هذه الحالة يكون شكل منحني التوزيع مشابهاً لشكل الجرس كما يلى:

ومنحنى التوزيع الاعتدالي.



ومن خصائص المنحني الاعتدالي:

١ \_ أن نصفاه ينطبقان انطباقاً تاماً على بعضهما البعض.

٢ ـ أن قيمة المتوسط الخسابي والوسيط والمتوال واحده.

٣ ـ أن التكرارات تكون في الأطراف صغيرة القيمة وكبيرة في الوسط.

لكنه نظراً لصعوبة تفادي الأخطاء السابقة في البحوث التجريبية الميدانية والمتعلقة بالمينة والمقياس وظروف الاختبار فإنه من الطبيعي أن نجد أن التوزيع الخاص بدرجات البحوث العملية (التجريبية والميدانية) ينحرف قليلاً أو كثيراً من التوزيع الاعتدالي. لذلك فإن الباحث يحتاج في كثير من الأحيان إلى تعديل التوزيع حتى ينطبق على التوزيع الاعتدالي التحريبي عن التوزيع الاعتدالي المعرفية والميدانية التجريبي عن التوزيع الاعتدالي النموذجي راجع إلى أن البحث أجري في الظروف والأخطاء السابقة. والباحث يفترض في هذه الحالة أن السمة التي يقسها موزعة توزيعاً اعتدالياً في المجتمع الأصلي. وخطوات تعديل التوزيع الاقرب توزيع اعتدالي هي:

١ - أحسب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لقيم الجدول التكراري.

٢ ـ أوجد مراكز الفئات س.

٣-إطرح المتوسط الحسابي من كل مركز من مراكز الفئات (س - م) .

3 \_ أقسم باقي الطرح على الانحراف المعياري لتحصل على اللرجة المعيارية لمراكز الفثات (س - م)
 المعيارية لمراكز الفثات (س - م)

 ٥ ـ إرجع إلى جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالي لاستخراج الارتفاع (ص) المقابل لكل درجة معيارية من الدرجات المستخرجة في الخطوة السابقة (ص).

٦- أضرب الارتفاعات الناتجة من الخطوة السابقة في معامل ثابت
 ق ث

يساوي <u>ف ن</u> حيث أن: ع

ف = مدى الفئة.

ن = مجموع التكرارات.

ع = الانحراف المعياري.

وبضرب الارتفاعات في المعامل الثابت أو المقدار الثابت ينتج التكرار المعمدل المطلوب الذي تنطبق عليه شروط التوزيع الاعتدالي النموذجي (ك).

مثال:

$$a = \alpha + \frac{\omega_{i}\omega_{i}}{2} \times \gamma = \alpha$$

$$Y, 19 = 1, .90 \times Y = 1, YY$$
  $Y = \frac{YT}{Y}$   $Y = \frac{1}{Y}$   $Y = \frac{TT}{Y}$   $Y = \frac{TT}{Y}$   $Y = \frac{TT}{Y}$ 

$$YV, \xi = \frac{7}{7,19} = \frac{V \times V}{7,19} = 2, 3$$

ونلاحظ في المثال السابق أن التكرار الاعتدالي المعدل (أنَّ) قريب في قيمته (٢٤, ٣٠) من التكرار التجربي (ك).

#### تمرين

حول التوزيع التجريبي الأتي لأقرب توزيع اعتدالي.

الحل:

 $\gamma = \lambda t - \frac{t}{t^2} \times 3 = \lambda t - \lambda \cdot t = \gamma$ 

$$9 = 3\sqrt{\frac{\gamma\gamma}{\rho_3} - \frac{(1-\alpha)^2}{\rho_3}} = 3 - \rho_3, r - 3 - \alpha, r = 3 + \gamma\gamma, r = AA, 2$$

$$\approx 3 \times \gamma\gamma, r = AA, 2$$

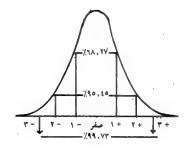
$$44, Y = \frac{14 \times (4)}{2} = 4$$
 المقدار الثابت = 14

## مساحات المتحتى الاعتدالي

وفيما يلي المساحات المحصورة في المنحني الاعتدالي ونسبة حالات التوزيم :

٧ ـ المتوسط الحسابي + اثنين انحراف معياري الكلية
 ومن سبة حالات التوزيع والمتوسط الحسابي - اثنين انحراف معياري الكلية
 ١٠ ـ المتوسط الحسابي + ثلاثة انحراف معياري ومن سبة حالات التوزيع ومن سبة حالات التوزيع ومن سبة حالات التوزيع وتنضم المساحات ونسبة الحالات السابقة في الرسم الآتي:

رسم مساحات ونسية الحالات في المنحتى الاعتدالي .



## ثانياً

## الدلالة الإحصائية

### Measurement of Statistical Significant

## أولاً ـ الخطأ المعياري للعينة

اتضح في الأجزاء السابقة أن عدم اقتراب التوزيع كما تبين في الرسوم البيانية من التسوزيع الاعتدالي من أهم أسبابه أن العينة لا تقتسرب في خصائصها وحجمها من عينة المجتمع الأصلي. ومن ناحية ثانية أننا لو قمنا بعمل وتحليل متنابع للمينة و Sample Sequential analysis بمقارنتها بعلى متنابع للمينة و Sample Sequential analysis بمقارنتها بالمجتمع الأصلي سنجد مدى التطابق بين العينة والأصل. أي أنه إذا اقتربت قيمة المتوسط في المجتمع الأصلي كانت العينة متطابقة مع هذا المجتمع الأصلي لكن هذا الأمر صعب جداً لان إمكانية عمل مسع كامل للمجتمع الأصلي تفوق قدرات الأجهزة المسؤولة لوجود المناطق النائية من الواحات والبوادي والصحراء . وللتغلب على ذلك يفترح الإحصائيون سحب عدة عينات متساوية في الحجم من المجتمع الأصلي ويتم حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لهذه العينات وحساب الفروق بينها باستخدام المقاييس الخاصة بذلك (والتي سيتم عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك يشير عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك يشير عرضها في الجزء الحالي من الكتاب) فإذا لم توجد فروق بينها فإن ذلك يشير إلى أنها تنتمي لمجتمع أصلي واحد ويمكن اعتبار تلك العينات عينة واحدة .

#### الخطأ المعياري:

يشير الغطاً المعياري لأحد المعاملات الإحصائية كالمتوسط أو الوسيط إلى القيمة التي يتراوح حولها حدوث المعامل لو تكررت الدراسة المستخرج منها هذا المعامل مرة ثانية. وعلى هذا الأساس يمكن حساب الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي والخطأ المعياري للانحراف والخطأ المعياري للانحراف والخطأ المعياري للوسيط.

#### ١ \_ الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي:

يحسب الخطأ المعياري للمتوسط الحسابس بقسمة الانحسراف المعياري للعينة على الجذر التربيعي لعدد أفراد العينة كما يلي:

## الخطأ المعياري للمتوسط = الانحراف المعياري للعينة

فإذا كان عدد العينة ٥٠٠، ومتوسطها ٥٠، والانحراف المعياري للرجات الأفراد فيها ٢٠ كان الخطأ المعياري للمتوسط كالآتي:

الخطأ المعياري للمتوسط = 
$$\frac{Y}{V} = \frac{Y}{V} = 3.48$$
 الخطأ

وبذلك فإن قيمة هذا المتوسط تتراوح في حالة إصادة الدراسة بين قيمتين تستخرجان في ضوء الخطأ الذي يوافق هليه الباحث في دراسته.

فإذا كانت نسبة الخطأ التي يرتضيها الباحث في دراسته هي ٠٠٠ فالقيمة المقابلة لها تكون ١,٩٦، أما إذا كانت نسبة الخطأ التي يرتضيها الباحث ٢٠١، فإن القيمة المقابلة لها تكون ٢٠٥٨.

وعلى هذا الأساس فإن المتوسط الحسابي الحقيقي للمجتمع الأصلي تنحصر قيمته كالآتي: ۱ ـ في حالة نسبة خطأ ۰۰٫۵ تتراوح قيمته بين ۵۰ ـ ۱٫۹۳، ۵۰ + ۱٫۹۱ أي بين ۸٬۸۱۶، ۵۱٫۹۳.

٢ \_ في حالة نسبة خطأ ٠٠٠، تتراوح قيمته بين ٥٠ \_ ٢,٥٨، ٥٠ +
 ٢ ,٥٨ أى بين ٢٤,٧٤، ٢٥,٥٨.

#### ٢ - الخطأ المعياري للانحراف المعياري:

ويتم حسابه بقسمة الانحراف المعياري على الجدر التربيعي لضعف عدد العينة كما يلي:

الخطأ المعياري للانحراف المعياري = 
$$\frac{3}{\sqrt{7 \times 5}}$$
 وهو في المثال السابق =  $\frac{7}{\sqrt{1 \times 10}}$  =  $\frac{7}{1 \times 10}$  =  $\frac{7}{1 \times 10}$ 

\*\*, **\**Y\*\* =

ويكون الانحراف المعياري الحقيقي في حالة قبول نسبة خطأ ه., يتراوح بين ۲۰ - ۱,۹۳ × ۲۳۲ ، (۲۰ - ۲۳ ، ۱ = ۱۸٫۷۷) وبين ۲۰ + (۲۰ ، ۲۲ × ۲۳۲ ، ۲ - ۲۲ ، ۲۳ ) اي بين ۱۸٫۷۷ وبين ۲۱,۲۳.

کما یکون الانحراف المعیاري في حالة قبول نسبة خطأ ۰۰،۱ پتراوح بین ۲۰ – ۲۰۵۸ × ۲۰۳۲، (۲۰ – ۲۰٫۱۳۷ = ۱۸٫۳۷) وبین ۲۰ + ۲۰۵۸ ۲۳۲، ۲۰ (۲۰ + ۲۰٫۱۳۳ = ۲۱٫۳۳) اي بین ۱۸٫۳۷ وبین ۲۱٫۳۳.

٣ ـ الخطأ المعياري للوسيط:

ويتم استخراجه من خلال المعادلة الآتية :

مثال: بلخ الوسيط لدى عينة من التلاميذ عددهم ١٠٠ في أحد اختبارات التحصيل ٥٠ والانحراف المعياري ١٠ فيكون الخطأ المعياري

#### حدود الوسيط:

۱ ـ الرسيط + الخطأ الممياري = ١,٩٥٠ × ١,٢٥٣ + ٥٠ = ٥٠ + ٢,٤٥٠ + ٥٠ = ٥٠ + ٢ + ٥٠ = ٥٠ + ٢ + ٢ + ١ م

٢ ـ الوسيط ـ الخطأ المعياري = ١,٩٦ × ١,٩٥٣ ـ ٥٠ - ١، ٢٥٥ - ٢,٤٥٥ - ٠
 ٥ = ٥٥٠ . ١٠ وذلك بنسبة ثقة ١٩٥ . وبنسبة شك ٥٠ . ١ أما عند نسبة ثقة ١٩٥ . ونسبة شك ١٠٠ . ١ فيكون كالآتى:

 $^{+}$  ۳, ۲۳ = ۰۰ + ۱, ۲۵۳ × ۲, ۵۸ =  $^{+}$  ۳, ۲۳ + ۰۰ =  $^{+}$  ۳ +  $^{+}$ 

أي أن السوسيط عنـد نسبـة تأكد ٠,٩٥ تشراوح قيمتـه بين ٥٢.٤٥، ٤٧,٥٤

وعند نسبة تأكد ٩٩, ٠ تتراوح قيمته بين ٣٣, ٢٣، ٤٣,٧٧

#### ٤ - الخطأ المعياري للنسبة المئوية:

ويتم الحصول عليه بحساب الجذر التربيعي للنسبة × باقمي النسبة مطروحاً من الواحد صحيح مقسوماً على ماثة كالآتي:

وعندما تكون النتائج على شكل نسب مئوية يكون القانون:

الخطأ المعياري للنسبة المثوية = ١٠٠٠ النسبة المثوية × الباقي من ماثة عدد العينة

مثال: أجاب ٧٥, ، من الطلاب بالموافقة على إجراء الانتخابات الطلابية تحت إشراف لجنة محايدة وكان عدد عينة الطلاب الذين طبق عليهم البحث ١٠٥ خمسمائة طالب، فما المدى الذي تتغير فيه هذه النسبة إذا أعيد إجراء البحث.

باقي النسبة يكون = ١ - ٧٥,٠ = ٢٠,٠، باقي النسبة المشوبة = ١٠١٪ - ٧٥٪ = ٣٠٪

حل المثال في حالة النسبة:

$$\cdot, \cdot \gamma = \frac{\cdot, \gamma_0 \times \cdot, \gamma_0}{\cdot, \gamma_0 \times \cdot, \gamma_0}$$
 الخطأ المعياري للنسبة

$$Y = \frac{Y \circ \times Y \circ}{\circ \cdot \cdot}$$
  $1 \cdot \cdot \cdot = \frac{Y \circ \times Y \circ}{\circ \cdot \cdot}$   $1 \cdot \cdot \cdot = \frac{Y \circ \times Y \circ}{\circ \cdot \cdot}$ 

۱ ـ عند مستوی ۰,۰۰ تقع النسبة بین ۰,۷۰ + ۱,۹۳ × ۲۰۰۳ = ۰,۰۷ . ۷۸. وبین ۷۷. - ۱,۹۳ × ۲، ۲، - ۷۲.

وييز ۵۷, ۰ - ۸ه ,۷ × ۲, ۵۸ - ۰ ,۷۰ = ۰ ,۷۰

حل المثال في حالة النسبة المثوية:

ويمكن تكرار ١، ٢ في حالة النسبة المئوية وتنتج نفس النتائج لكن في صورة نسبة مئوية ففي حالة ٥٠, • تقع النسبة المثوية بين ٧٣٪ - ٧٨٪، وفي حالة ٠,٠١ تقع النسبة المثرية بين ٧٠٪ - ٨٠٠

ه .. الخطأ المعياري لمعامل الارتباط

ويتم حسابه عن طريق المعادلة الآتية :

 $\frac{1-\sqrt{1-1}}{1-\sqrt{1-1}}$  الخطأ المعياري لمعامل الارتباط = م

مثال: تم حساب معامل الارتباط بين القدرة اللفظية وبين القدرة المكانية وكانت قيمة هذا المعامل ٣,٠ في عينة من ١٠٠ مائة تلميذ.

$$\frac{1-(\cdot,\tau)-1}{1-1\cdot\cdot} = \frac{1-(\cdot,\tau)}{1-1\cdot\cdot}$$

$$\frac{1,41}{4,42} = \frac{1,4-1}{44} =$$

. . 4 =

١ ـ عند ٥ ٠ , ٠ قيمة معامل الارتباط تقع بين ٣ , ٠ + ٢ , ٩ ٢ × ٩ ، . • = ٧ ، ٠ و و بین ۲, ۰ - ۱, ۹ × ۱, ۹ × ۱, ۱۳ (بین ۱۳ ، ۰ ، ۲۹ ) .

٢ ـ عند ١ · ، ، قيمة معامل الارتباط وتقع بين ٣ ، · + ٨٥ ، ٢ × ٩ - • = ۳ه , ۰ و بین ۳ , ۰ - ۸ م , ۲ × ۲ , ۰ ۰ ( بین ۷ ، ۲ ، ۴ ۲ ) .

## ثانياً: مقاييس الدلالة الإحصائية Measurement of Statistical Signifiance

يقوم الباحث في البحوث النفسية والاجتماعية بإجراء بحثه على عينة محدودة العدد طبقاً لإمكانياته، لأنه لا يستطيع عادة أن يطبق البحث على المجتمع الأصلى بأكمله ، لكن عندما يستخرج نتيجته فإنه يكون في حالة شك من أن هذه النتيجة التي استخرجها هل راجعة إلى مجرد الصدفة أم راجعة إلى ظاهرة حقيقية في المجتمع الأصلي. ويقتضى هذا تكرار البحث عدة مرات واختيار عينات مختلفة من المجتمع الأصلي للتأكد من أن النتائج التي حصل عليها لا تختلف ولا تتغير في اتجاه مضاد باختلاف العينات التي يجري عليها البخث. وتكرار التجربة يحتاج إلى قدر كبير من الوقت والجهد والنفقات كما سبق الإشارة في خطأ العينة . وتوفر مقاييس الدلالة الإحصائية على الباحث هذا التكرار فهي تبين إلى أي حد يستطيع أن يتأكد من ثبات نتاثجه وإلى أي حد يستطيع إرجاعها إلى عامل الصدفة وحده. وسنتناول هنا مقياسين كثيرى الاستخدام في البحوث هما: مقياس كا أو Quai Square ومقياس «ت» أو T. test ، وهــذان المقياسان من المقــاييس البارامترية Parametre وسنتناول النوع الآخر من المقاييس وهي المقاييس اللابارامترية Non-parametric عند تناول موضوع الإحصاء المتقدم". كما سنعرض كذلك هنا لدلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية، ولدلالة الفرق بين معاملات الارتباط، وللدلالة الإحصائية في المنهج القبلي \_ بعدى .

<sup>(\*)</sup> د. سيد محمد خيري، الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية النهضة العربية ــ ١٩٧٠.

مقدمة: نفرض أن لدينا صندوقاً من الكعبات كل مكعب فيه ملون بلون من هذه الألوان: أبيض - أزرق - أحمر - أسود، وكان عدد المكعبات الملونة في كل لون متساوياً. فإذا أردنا التأكد من تساوي العدد في هذه الألوان الأربعة فإن الطريقة المباشرة هي القيام بعد جميع الألوان مهما كان الصندوق يتضمن بضعة آلاف من المكعبات. ولكننا نستطيع أن نوفر هذا الوقت والجهد فناخذ عينة عشوائية وليكن عددها ٢٠ عشرون مكعباً فإذا كان المكتوب صحيحاً فإننا نتوقع أن عدد المكعبات في الألوان المختلفة سيكون وخمسة. ولنفترض أننا حصلنا من العينة على أعداد تختلف عن ذلك بالنسبة للألوان الأربعة فإنه بتطبيق مقياس كالايتم معرفة هل الاحتلاف بين عدد الألوان في العينة وما كنا نتوقع لها اختلافاً جوهرياً أم اختلافاً برجع إلى الصدفة في اختيار العينة. ولاجراء ذلك نقدم المثال الآتي:

مثال: تم سحب عشرين مكماً من أحد الصناديق فوجد أن سبعة ٧ منها أبيض اللون، وثلاثة ٣ أحمر اللون، وثلاثة ٣ أزرق اللون، وسبعة ٧ أسود. فهل الاختلاف دالاً في عدد الألوان أم راجع للصدفة؟ وللتحقق من ذلك يتم ما يلى:

١ ـ حساب التكوار النظري بقسمة مجموع المكعبات على عدد الألوان
 ٢٠ ٤ = ٥ .

٢ \_ أوجد الفرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي حيث يمشل ذلك
 الأخير كما في المثال ٧ (أبيض)، ٣ (أحمر) (أزرق)، ٧ (أسود).

٣ ـ أوجد مربعات هذه الفروق للتخلص من الإشارات.

<sup>(</sup>ه) الرمز اللاتيني هو X<sup>2</sup>.

 ٣ - أقسم هذه المربعات على التكرارات النظرية فيكون مجموع خارج القسمة هو قيمة كا.

٤ - أحسب درجات الحرية بطرح واحدمن عند الفئات (عند الألوان)
 في المثال التالي، درجات الحرية = ٤ - ١ - ٣ .

#### مثال:

(, 7)	- <del>기</del> )				
Ħ	( <u>1</u> = 1)	4-4	يبي) ك	ك (تجر	ٺ
٠,٨	٤	۲+	٥	٧	أبيض
٠,٨	£	٧ -	٥	٣	أحمر
٠,٨	ŧ	Υ -		٣	أزرق
٠,٨	£	Y +			أسود
W, Y	کا'			۲٠ 🗻	

درجات الحرية (د. ح.) = عدد الفئات - ١ = ١ - ١ = ٣

#### أ-حساب دلالة قيمة كا":

نبحث في جدول دلالة كا عند درجة الحرية ٣ وتحت مستوى المحرية ٣ وتحت مستوى و ٠,٠٠١ ، ٠,٠٠ فإذا كانت قيمة كا مساوية أو أكبر من القيمة الموجودة تحت ٠,٠٠ كان الفرق دالاً عند ٠٠،٠ وإذا كانت قيمة كا مساوية أو أكبر من القيمة الموجودة تحت ٢٠،٠ كان الفرق بين التكرار النظري والتجربي دالاً عند ٢٠،٠٠ كان الفرق بين التكرار التجربي والتكرار النظري دالاً عند ٢٠،٠٠ كان الفرق بين التكرار التجربي والتكرار النظري دالاً عند ٢٠،٠٠ وفيما يلي جدول قيم كا عند مستوى والتكرار النظري دالاً عند ١٠٠،٠٠ وفيما يلي جدول قيم كا عند مستوى

جدول قيم كا" عند مستويات الدلالة ٥٠,٠١ ، ٠٠,٠١

٠,٠٠١	٠,٠١	٠,٠٥	ده	٠,٠٠١	i,1	٠,٠٥	د. ح.
44, 40	44,	Y1, Y-	17	1.,44	٦,٦٤	۳,۸٤	١
17,74	47, 21	47,04	17	17, 41	4, 71	0,44	٧
27,71	45,40	YA, VA	1.4	17, 77	11,7%	٧,٨٢	٣
£4,44	47,19	40,12	11	14, 27	14, 44	9,89	٤
10,44	۳٧, ٥٧	41,21	٧٠.	4.,04	10, 14	11,.7	0
٤٦,٨٠	44,44	77,77	41	77,27	13,81	14,04	٦
14, 17	1., 74	77,47	77	TE, TY	۱۸, ٤٨	18,.4	٧
19,77	\$1,78	40,10	77	77,77	4.,.4	10,01	٨
01,14	47,44	47,57	Y£	47,44	71,77	17,47	4
97,77	11,33	47,70	Yo	19,09	77, 71	14,71	1+
01,.0	10,71	44,44	77	11,13	78,77	14,78	- 11
00, 84	17,47	\$1,11	۲V	47,41	77,77	41, .4	14
24,70	£A, YA	٤١,٣٤	٨٨	72,07	17,14	44,41	14
۵۸,۳۰	14,04	\$7,07	74	77,17	14,18	24,24	18
۵۹,۷۰	01,04	47,77	۳٠ .	47, 4.	4.,04	Y0,	10

## والمقصود بمستويات الدلالة الثلاث في الجدول:

١ ـ دال عند ٥٠,٠٠ أي أن مستوى الثقة ١٩٪ والشك ٥٪.

٧ \_ دال عند ١ . , ، أي أن مستوى الثقة ٩٩٪ والشك ١٪.

٣ ـ دال عند ٠٠،٠١ أي مستوى الثقة ٩٩,٩٩٪ والشك ٠,٠٪.

وبالنظر للمثال السابق نجد أن قيمة كا" والتي تساوي ٣,٢ ليس لهــا دلالة إحصائية لأنها أقل من قيم كا" الموجودة في الجدول عند درجة الحرية ثلاثة وتحت المستويات ۰۰,۰۰ ،۰۰، ۱۰,۰۰ فالمفروض إذا كانت دالة عند ۰٫۰ و تكون قيمتها بين ۷٫۸۲ – ۱۱,۳۳ و إذا كانت دالة عند ۰٫۰۱ تكون قيمتها بين ۱۱,۳۶ - ۱۲,۲۳ وإذا كانت دالة عند ۲۰۰۱، تكون قيمتها ۲۱,۲۷ فيما فوق.

## ب - استخدام كا في حساب مدى قرب أو بعد التوزيع التجريبي عن التوزيع الاعتدالي :

عرفنا عندما تكلمنا عن تعديل التوزيع التجريبي لأقرب توزيع اعتدالي الخطوات الخاصة بذلك حتى نصل للتوزيع النظري المتوقع واللذي رمزنا له بالرمز لا والسؤال هو هل ينطبق التسوزيع التجريسي علسى التسوزيع الاعتدالي ٢ . ونحتاج إلى اختبار كا الحساب مدى قرب أو بعد التسوزيع التجريبي عن التوزيع الاعتدالي كما في المثال الآتي:

Ð	ص .	ره <u>-</u>	بس – م	س	ك ع	كح	څ	1	٦
١,٥	٠,٠٥	Y -	ŧ -	١	17:	7 -	٧-	۳	صفر۔
٧, ٢٠	* 5 Y E.	1-	4 -	4.1	٦	٦-	y =:	4,	- Y
17,	1,50	صفر	صقر	•	صفر	صفر	صفر	17	- £
	٠, ٧٤,	۱+,	¥ +	٧	7	4+	1 +	١,	-1
1,0	٠,٠٥,	۲+	£ +.	4	17.	٦+	Ÿ+	٣	- A
19, 8					۳٦,	مغر		۳۰	

وبعد الحصول على التكرار النظري لَـ يتم استخدام كا" لاختيار مدى انطباق التوزيع :

▼실 _ 된					
ك	1월 _ 최	4-4	Ð	4	ب
1,00	Y, Y.	1,0+	١,٥	۳	صقر
1,4.	۱, ٤٤	1,4-	٧,٢	7	<b>- Y</b>
صفر	صفر	صفر	14	11	- £
١,٢٠	1,88	١,٢-	٧,٢	7	-7
1,00	7,70	1,0+	١,٥	٣	- A

قيمة كا" = ٢٤٠ ٣

#### جـ حساب دلالة كان:

ولحساب دلالة كا في حالة مدى انطباق التوزيع على التوزيع الاعتدالي يتم حساب درجة الحرية وهي في هذه الحالة تساوي عدد الفئات ٣٠ لأننا نكون مقيدين بثلاثة قبود هي المتوسط والانحراف المعياري والمقدار الثابت.

وبالنظر لجمه الول قيم كا عند درجة الحرية اثنين وتحت مستوى المسابق المستخرجة من المثال السابق أقل من الموجودة في الجدول عند المستويات الثلاث ١٠٠٠، ١٠٠، ١٠٠، ١٠٠، ومعنى ذلك أن التوزيع التجريبي لا يختلف عن التوزيع الاعتدالي.

تعديل يبتس Yatea للتكرارات الصغيرة عند حساب كا

يتم تعديل الفرق بين التكرار النظري والتجريبي (ك ـ ك) بطرح قيمة

مقدارها ه , . من كل فرق وذلك إذا احتوت إحدى التكرارات التجريبية على قيمة أقل من خمسة مثال:

™ ± ±					
A	11-1	(ك _ كَالْمَعَدُلُ)	<u> 1</u> _ 4	4	4
٠,٥٦	7,70	1,0-	٧ -	٤	۲
٠,٠٦	٦, ٢٥	, • +	۳+	٤	٧
٠,٠٩	٠,٢٥	· , a -	1 -	٤	٣
1,74 =	کا۲				

والملاحظ على التكرارات التجريبية أن بها تكرارين أقبل من خمسة ولذلك قمنا بعمل التعديل الذي اقترحه ييتس Yates Correction فتم طرح قيمة مقدارها نصف من كل فرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي، ويتم بعد تربيم (ك ـ ك المعدل) وإجراء باقى الخطوات المعتادة.

## د- حساب قيمة كا من الجدول المزدوج:

يمكن حساب قيمة كا" من الجدول المزدوج ومعرفة دلالتها وفيما يلي مثالاً لذلك:

أجرى باحث دراسة على مجموعتين من الذكور والإناث بهدف معرفة هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين تكرارات المجموعتين والتكرارات المترقعة بالنسبة لإجابتهم على أحد مقاييس الرأي العام. وكانت تكرارات كل مجموعة على أحد أسئلة المقياس كما يلى:

 <sup>(</sup>۵) هناك تصحیح اگرحه فیشر Fisher رذلك بطرح قیمة مقدارها واحد من كل فرق بین ك ل ك
 و یسمی هذا التصحیح باسم: تصحیح فیشر بیش Fisher Yates Correction

المجموع	إناث		٦,	ذكو	الإجابة البحش
٥٠	ب	٧٠	ţ	۲.	موافق
۲٠.	۵	٨	-	17	ممارض
٨	3	٦	۵	٧	محايد
VA	۴	٤.	ŧ	ŧ	المجموع

وتتلخص الخطوات الخاصة بحساب كا" فيما يلى:

١ ـ الحصول على التكرار النظري لكل تكرار تجريبي وذلك بضرب
 مجموع عمود التكرار الأول في مجموع تكرار الصف كالأتي:

$$YA = YA, Y1 = \frac{a \cdot x + b}{YA} = Y^a = \frac{a \cdot x + b}{YA}$$
 المقابل للتكرار التجريبي

$$\Upsilon = \Upsilon 1, V4 = \frac{a \cdot x + b}{VA} = \Upsilon \cdot x = \frac{a \cdot x + b}{VA} = \Upsilon \cdot x$$

$$11 = 11, 74 = \frac{3.3 \times 7}{4} = 17$$
 المقابل للتكرار التجريبي  $17 = 17$ 

$$\P = \Lambda, V1 = \frac{V \cdot V}{V \cdot V} = \Lambda$$
 كُ د المقابل للتكرار التجريبي

٧ . يتم حساب كا" بالطريقة العادية على النحو الآتي:

(リーリ)					
2	'(ä_å) <sup>(†</sup>	ڭ _ ڭالىمدل"	9-4	Ħ	4
٠,٠٧	٧, ٢٠	1,0+	<b>Y</b> +	YA	<b>₩-</b> [
*11*	Y, Yo	1,0-	¥ -	**	ب ۲۰
٠,٠٢	., 40	•,0+	1+	- 11	14-
٠,٠٢	•, 40	· , a -	1	4	د۸
1,40	97,7	Ϋ,α -	Ψ-		Y_A
•,7•	7,70	1,0+	Y +	ŧ	و٦
٧,٠٦ =	کا"				

٣ ـ ويتم حساب درجات الحرية في هذا المثال كما يلي:

٤ - يتم البحث عن قيمة كا في الجدول عند درجة الحرية ٢ تحت مستوى ٥٠,٠٥ ، ١٠٠,٠٠ فنجد أن القيمة المستخرجة من المثال السابق أقل من تلك القيم.

## هـ. حساب معامل التوافق من كا: :

يمكن حساب معامل التوافق من قيمة كا" بالمعادلة الآتية:

 <sup>(</sup>۵) وذلك لوجود أحد التكرارات التجريبية (ك) يقل مقداره عن خمسة وهو التكرار الاخير وقيمته
 أثنين .

<sup>(</sup>هه) علد الأعمدة التين أي ذكور وإناث، وعلد الصفوف ثلاثة أي موافق؛ معارض ومحايد.

(۲) T. Test (ت)

يستخدم اختبار وت؛ للمقارنة بين متوسطين تجريبيين. وهدفه التأكد من أن الفرق بين المتوسطين الناتجين من عينتين فرق ثابت أي له دلالة، أم أنه فرق ناتج عن الصدفة وظروف اختيار المينة بمعنى أنه إذا تكرر البحث عدة مرات فإن هذا الفرق لن يظهر مرة ثائبة.

ولاختبار وت؛ قانونين أحدهما في حالة تساوي عدد أفراد العينة في المجموعتين والثانية في حالة عدم تساوي العدد في المجموعتين .

أ ـ قانون اختبار وت، في حالة تساوي العدد في المجموعتين.

$$z^{(+)} = \sqrt{\frac{3_1' - 3_1'}{3_1' + 3_1'}}$$

م' = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.

م" = المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية.

ع = الانحراف المعياري للمجموعة الأولى.

ع" = الانحراف المعياري للمجموعة الثانية.

ن = عند أفراد العينة في أي (واحد) من المجموعتين.

ب .. قانون اختبار وت، في حالة اختلاف العدد في المجموعتين

$$\frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}{1}} + \frac{1}{1} \times \frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}{1}} \times \frac{\frac{1}{1}}{\frac{1}} \times \frac{\frac{1}$$

#### حيث أن:

- م ١ = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.
- م ٢ = المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية.
  - ن ١ = عدد أفراد المجموعة الأولى.
  - ن ٢ = عدد أفراد المجموعة الثانية.
- ع ١ = الانحراف المعياري للمجموعة الأولى.
- ع ٢ = الانحراف المعياري للمجموعة الثانية.

## جـ مستوى الدلالة الإحصالية (ألفاً):

Statistical level of يرمــز لمستــوى الدلالــة الإحصــائية significance بالحرف الإغريقي:  $\alpha$  ألفًا. وقيم الدلالـة الإحصــائية تكون في الغالب في معظم البحوث عند المستويات الآتية:

....

.,.1

....

وفي العادة يختار الباحث مستوى دلالة الفرق الذي يقبله بين المجموعتين في دراسته منذ البداية ليوفض الفرض أو يقبله إذا كانت القيمة المستخرجة أقل من تلك الموجودة عند ذلك المستوى الذى قبله.

#### أمثلة

١ حساب اختبار وت، في حالة تساوي العدد في المجموعتين
 أولاً: من القيم الخام

طبق باحث اختبـاراً للطلاقـة اللفـظية على مجمـوعتين من الـذكور

والإِناث عدد كل منهما ستة ، فكانت درجات كل مجموعة على هذا الاختبار كما يلى :

	وعة ب	البجم		المجموعة أ				
ځ'	ح (س ـ م)	القيم (س)	ق	ح'	حَ (س - م)	القيم (س)	ق	
4	٣-	٣	١	صفر	صفر	۵	١	
47	٦+	14.	۲	70	a +	1.	۲	
A1,	4+	10	۳	4	۳÷	٨	٣	
٤	Y-	٤	٤	١.	١-	٤	٤	
40	0_	١	• '	1	٣-	٧		
40	0_	١,	٦	17	£~	١	٦	
14+		44		٦.		۳.		

$$\gamma = \frac{rq}{r} = r,$$

$$\gamma = \frac{rq}{r} = r$$

$$\gamma = \frac{rq}{r} = r$$

$$\gamma = \sqrt{\frac{r}{r}} = r$$

فهل هناك فرق له دلالة إحصائية بين متوسط المجموعتين؟. وبجساب مة وت» كما مل :

$$\frac{1}{\delta} = \frac{1}{\delta} = \frac{1}$$

#### حساب دلالة قيمة وت::

يتم الكشف عن دلالة قيمة اختبار وت، من الجدول الخاص بذلك ويتم الحصول أولاً على درجة الحرية وهي تساوي في مثالنا السابق ٢-١= ٥. وبعد ذلك ننظر في الجدول عند درجة الحرية ٥ تحت مستوى ٥٠٠٥، ال وبعد ذلك ننظر في الجدول عند درجة الحرية أي ألجدول عند أي من النسب الثلاث أكبر من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق غير دال بين المجموعتين أما إذا كانت قيمة اختبار وت، التي في الجدول عند أي من النسب الثلاث (٥٠،١١،٠١٥)، أقل من القيمة المستخرجة في المثال كان الفرق دالاً عند النسبة التي تكون قيمتها أقبل من القيمة المستخرجة في المشارجة من المثال.

جدول دلالة وتء

	٠,٠١	٠,٠٥	د.ح.	٠,٠٠١	٠,٠١	٠,١٥	دخ
4,411	Y,AYA	7,1.1	1/	174,714	74, 704	17,7.7	1
۳,۸۸۳	17,471	444	15	4.,041	4,440	1,404	٧
4,000	Y, A10	7, . 47	٧٠	77,461	0,811	4,144	۳
4,414	۲,۸۳۰	Y A.	41	۸,٦١٠	\$,4.2	7,777	
4,444	4,414	٧,٠٧٤	77	1,804	٤,٠٣٢	Y,0V1	٥
4,777	4,4.4	4, .74	44	0,204	۳,۷۷۰	7,887	٦
Y, V & 0	7,747	478	37	0,110	4, 144	7,770	٧
₹,V₹#	7,747	7, 171	40	0, + £1;	4,400	7,7.7	٨
4,4.4	7,774	7, 107	77	1,74	4, 40.	7,777	
4,14.	۲,۷۷۱	Y, Y	YV	£,0AY	7,114	4,444	1+
4,172	7,77	Y, • &A	٧٨	£, 177	4,1.1	4,4.1	- 11
4,104	7,707	7, 150	74	٤,٣١٨	٣,٠00	Y, 1A4	14
4,181	7,70.	7, .77	۳٠	1,441	4, 11	Y, 13+	۱۳
4,001	٧,٧٠٤	٧,٠٢	٤٠	1,11.	4,444	7,180	16
4, 17	7,771	Υ,	٦.	1, . ٧٣	7,417	7,171	10
۳,۲۷۲	1,317	1,44.	14.	1,110	7,411	4,14.	13
7,791	Y, #Y7	1,47+	فسافوق	4,470	4,444	٧,١١٠	۱۷

وبالنظر للجدول السابق نجد أن قيمة (ت) المستخرجة في المشال السابق وهي ٣٥,٠٠ ليس لها دلالة إحصائية عند ٢٠,٠٠ أو ٢٠،٠ أو ٢٠٠٠، أمام درجة الحرية ٥.

ثانياً: من الجدول التكراري

وتتبع الخطوات الآتية في حساب قيمة ت من الجداول الشكرارية حيث يتم حساب م، ع أولاً:

	·					Ť				
ل_حٌ'	لح	ح	1	ٺ	ك ح	كح	۲	4	Ĺ.	
٥	٥ –	١		- Y	٥	٥ -	1-	٥	- £	
-	-	صفر	١٠	- 0	-	-	صفر	٨	-	
٥	0 +	۱+	٥	- v	٧	۷+	1 +	٧	- 14	
1.	صفر		٧.		17	Y+	γ.	۲٠		

$$\gamma = r$$

$$\gamma = \gamma$$

 $\forall$ ,  $\cdot$ A = , $\forall$ V ×  $\xi$  = ,  $\circ$ 44  $\xi$  =  $\varepsilon$ 

و بعد حساب قيمة م، ع لكل من المجموعتين أ، ب يتم استخراج قيمة

ت کما یلي:  

$$\frac{3, \cdot t - 7}{2} = \frac{3, 3}{\sqrt{1 + (1 + 1)^2 + (1 + 1)^2}}$$
 =  $\sqrt{\frac{1 + 3 \cdot 3}{1 + 1}}$  =  $\sqrt{\frac{1 + 3 \cdot 3}{1 + 1}}$ 

$$\frac{\xi_1 \xi}{1.01} = 0$$

$$= \sqrt{\frac{3,3}{1,1}} = \sqrt{\frac{3,3}{6,7}} = \frac{3,3}{1,1,7} = \sqrt{\frac{1}{1}} = P, 6$$

الدلالة: بالنظر في جدول قيم ت السابق عند درجة حرية (٧٠ ـ ١) ١٩ وتحت مستوى ٥٠,٠٥ ، ١٠,٠١ ، بعد أن قيمة ت المستخرجة في هذا المثال لها دلالة عند ٢٠,٠٠ وذلك لأن قيمة ت المستخرجة من المشال السابق أكبر من القيمة الموجودة عند مستوى ٢٠،٠٠١.

## ٢ ـ حساب اختبار وت، في حالة اختلاف العند في المجموعتين

## أولاً: من القيم الخام

أجريت دراسة على مجموعتين من الذكور والإناث طبق عليهم فيها. اختباراً سوسيومترياً (العلاقة الاجتماعية) فكانت درجات كل مجموعة من المجموعتين والتي بلغ عدد الذكور فيها ستة وعدد الإناث خمسة كما يلي:

	ناث	الإ		الذكور				
حٌ'	ځ	القيم	ق	حرٍّ ک	خ	القيم	ق	
١	1 +	10	١	صفر	صفر	0	١	
40	٥+	11	Y	40	ø +	11	٧	
٤	Y +	17	۳	4	۳+	٨	٣	
17	٤ -	١٠	٤	1	۱- ۱	٤	٤	
17	٤-	1.	۰	4	۳-	Y	٥	
				17	٤ -	١	٦	
٦٢	صفر	٧٠		٦٠	صفر	۳.		

$$|\xi = \frac{V}{V} = |V|$$

$$|V| = |V| = |V|$$

$$|V| = |V| = |V|$$

$$|V| = |$$

وبعد حساب م، ع لمجموعة الذكور ولمجموعة الإناث يتم استخراج قيمة (ت):

$$\frac{3! - 0}{r} = \sqrt{\frac{r \times (r + \eta)^{1} + 0 \times (r \times \eta)^{2} \times (r \times \eta)^{2}}{r + 0 - r}} \times \frac{1}{0! + r} \times \frac{1}{0! + r}$$

$$= \sqrt{\frac{q}{0.770}} = \frac{1}{3.77} = 7.73$$

الدلالة: بالنظر في جلول قيم ت السابق عند درجة حرية (٥ + ٦ - ٢) ٩ نجد أن قيمة ت لها دلالة إحصائية عند مستوى ٢٠٠١، وذلك لأن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق أكبر من القيمة الموجودة عند مستوى ٢٠،٠٠

## ثانياً: من الجدول التكراري

وتتبع الخطوات الآتية في حساب قيمة ت من الجداول الشكوارية حيث يتم استخراج م، ع أولاً :

	۲	جموعة	ال		المجموعة ١				
ك ح ٢	كح	خ	1	ند	كح"	كح	٦	의	ن
٥	0 -	1 -	٥	- <b>w</b>	40	٥ -	1 -	٥	£
صفر	صفر	صفر	۱۵	- 0	صفر	صفر	صفر	A	- A
٥	9+	1+	۰۰	- v	٤٩	<b>Y</b> +	1 +	٧	- 17
1.	صفر		40		Yŧ	Y +		٧٠	
· (-	د رمنع	, , ,	= Y p			. , £ = AA = '	£ × ¥	_	'

ع ۱ = 3 × ۲۲, ۲ = ۸۲,۷

وبعد حساب م، ع للمجموعة ١، وللمجموعة ٢ يتم استخراج قيمة

$$\frac{\frac{1}{1} + \frac{1}{1} \cdot \frac{(1, Y1) \cdot Ye + ^{\tau}(Y, YA) \times Y \cdot}{Y - Ye + Y}}{\sqrt{1 - Ye + Y}} = \odot$$

$$\frac{\xi, \xi}{1, 7} = \frac{\xi, \xi}{7, 00} = -\frac{\xi}{1}$$

ت = ۲.۷٥

الدلالة: وبالكشف عن قيمة ت أمام درجة الحرية (٢٠ + ٢٥ - ٢ = ٤٣) عند مستوى ١٠٠٥، ١٠٠٥، نجد أن قيمة ت المستخرجة من المثال السابق نجد أن لها دلالة عند مستوى ١٠،٠١ لأن قيمة ت في المثال أكبر من الموجودة في الجدول عند مستوى ١٠،٠٥

تمارین ۱ ـ احسب هل هناك فرق له دلالة إحصائية بين المجموعتين أ، ب والذى يمثل درجاتهما الجدول التكراري الآتي :

المجموعة	المجموعة أ		
ن	4	<b>ن</b>	
-1.	٧	a	
- Y -	٨	- 1.	
- 4.	14	- 10	
- 1:	14	- Y +	
- 0 •	1.	- 40	
• r -	• 4	- 4.	
- <b>Y</b> •	• 1	~ Y0	
	٦.		
	- 1 · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	- 1	

٢ ـ عدل توزيع المجموعة أ لأقرب توزيع اعتدالي.

٣ - احسب مدى قرب أو بعد (انطباق) توزيع المجموعة ب من التوزيع الاعتدالي.

أجرى باحث دراسة على عينة من الأطفال الذكور والأطفال
 الإناث طبق عليهم فيها اختبار التوافق الشخصي فكانت درجاتهم على
 الأختار:

الأطفال الذكور: ٥-٩-١٢-١٩-٨-٧-٦

الأطفال الإناث: ٩-٥-٣-١٨-٢-١١

احسب هل هناك فرق له دلالته الإحصائية بين المجموعتين.

## ٣\_ درجة الحرية

تعني درجة الحرية عدد اللرجات أو عدد التكرارات التي يمكن أن تتغير حول قيصة ثابتة أو مقياس معين للمجتمع الأصلي. فإذا جمعنا مجموصة من اللرجات عدد ٢٠ عشرون درجة وهله اللرجات العشرون لها متوسط معروف ١٠ عشرة مشلاً، ومن المعلوم من خلال حساب الانحراف عن المتوسط أن مجموع انحبراف القيم عنه يساوي صفراً (أنظر الانحراف عن المتوسط في مقاييس النشتت) فإنه يترتب على ذلك أن تكون أية تسعة عشرة درجة من هذه اللرجات العشرين حرة في تغير قيمتها بينما تكون الدرجة العشرين مقدة بقيمة معينة تضاف للقيم التسعة عشر حتى يصبح المتوسط ١٠ عشرة ولذلك تكون درجات الحرية التي تتشتت حول متوسط ذلك التوزيم مساوية ن - ١

٤ \_ الدلالة والفرض (واحد الذنب ـ ثنائي الذنب)

إذا كانت صياغة الفرض تعتمه هاني أن مجموعة من المجموعتين أعلى أو

أقل من الأخرى في الصفة المقاسة فإن تحديد اتجاه الفرق يشير إلى اختبار واحد الطرف أو واحد الذنب One-tailed test ، أما إذا كانت الصياغة قائمة علمى الطرف أو واحد الذنب تختلطان دون تحديد لأي اتجاه لهذا الاختلاف كنا بصدد اختبار ثنائي الذنب أو الطرف Two-tailed test وكلمة طرف تشير إلى طرف المنحنى.

والأساسي في تحديد واحد الذنب هو أننا نشير لطرف واحد من أطراف التوزيع (العالمي ـ المنخفض) والمتمشل في القيمة المحتملة التمي تم الحصول عليها كقيمة واحدة الذنب One-tailed P Value .

أما الأساس في تحديد ثنائي الذنب (أو الطرف) هو أننا نشير لطرفي الترزيع كأن يقول الباحث في دراسته ما هي الدرجة المحتمل الحصول عليها وتنحرف عن المتوسط؟. أو أن هناك فرقاً دالاً في متوسط درجات اللكور والإناث في القدرة اللفظية. والباحث هنا يكون أمام متوسطين وانحرافين ممياريين أي يكون في تعبيره عن الدرجة، المحتملة واضعاً في الحسبان كلا طرفي التوزيع Two-tailed test.

# (٣) حساب الدلالةالإحصائية في المنهج القبلي \_ بعدي

يستخدم الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات المرتبطة لحساب الدلالة الإحصائية لدرجات مجموعة واحدة من الأفسراد علمي مقياس للاتجاهات قبل مشاهدتها لغيلم يهدف لتغيير اتجاه هذه المجموعة وبعد مشاهدتها للغيلم . ومعادلة الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات المرتبطة

## أي أن:

م ١ = المتوسط قبل مشاهدة الفيلم.

م ٢ = المتوسط بعد مشاهدة الفيلم .

ع" م ١ = مربع الخطأ المعياري لمتوسط الدرجـات قبـل مشاهــدة الفيلم.

ع" م ٣ × مربع الخطأ المعياري لمتوسط الدرجـات بعـد مشاهـدة الفيلـم.

ر = معامل الارتباط بين درجات الأفراد قبل و بعد مشاهدة الفيلم.

ع م ١ = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات قبل المشاهدة .

ع م ٢ = الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات بعد المشاهدة.

مثال: أراد باحث أن يعرف مدى تأثير مشاهدة خمسة من الطلبة المجامعيين لفيلم عن العمل في الصحراء في تغيير اتجاهاتهم نحو العمل في تلك الجهة, فقام الباحث أولاً بقياس اتجاهاتهم نحو العمل في تلك المناطق النائية ثم عرض عليهم فيلماً عن التعمير اللذي حدث في هذه المناطق وتبع ذلك قياس اتجاهاتهم مرة ثانية نحو العمل في تلك الاماكن. وفيما يلي درجاتهم على مقياس الاتجاه قبل وبعد مشاهدة الفيلم:

الدرجات بعد: ۳ ه ۲ ۲ ۲

#### حل المثال:

١ - المتوسط قبل المشاهلة = ٢ + ٤ + ٥ + ١ + ٣ = ١٥ + ٥ = ٣

٧ \_ المتوسط بعد المشاهدة = ٣ + ٥ ٦ + ٢ + ٤ = ٠٠ + ٥ = ٤

$$\frac{V}{o}$$
 = 1. We have the property of the pr

ه معامل الارتباط بين الدرجات قبل و بعد المشاهدة .

ف.۲	ز	رتبة بعد	رتبة قبل	بعد	قبل	ق
صفر	صفر	٤	٤	٣	٧	١
صفر	صفر	۲	٧	٥	£	٧
صفر	صفر	١	١	٦		٣
صفر	صفر	٥	0	۲	١	£
صفر	صفر	٣	۴	£	٣	0
مجاف = صفر						

$$1 = \frac{r \times oic}{(1 - 70) \circ (1 - 1)} = 1$$

$$\frac{3-\gamma}{1, \forall 4 \times 1, \forall 5 \times 1 \times 7^{-7}(1, \forall 4) + 7(1, \forall 5)} = \sqrt{\frac{3-\gamma}{1+\gamma}}$$

$$\frac{1}{\{1, \sqrt{4}-1, \sqrt{4}+\gamma^{2}, \gamma^{2}\}} =$$

Y, YV =

ويصبح الفرق بين اتجاهات الطلاب دالاً عند مستوى ٠٠, إذا بلغت النتيجة ٢,٥٦ - ٢,٥٧، ودالاً عند مستوى ٢٠,٠١ إذا بلغت النتيجة ٨,٥٨ فما ف ق.

وفي المثال السابق يعتبر الفرق بين اتجاهات الطلاب قبل مشاهدة الفيلم وبعد مشاهدة الفيلم دالاً إحصائياً أي أن مشاهدة الفيلم عملت على تغيير اتجاهات الطلاب إلى النواحي الإيجابية الخاصة بقبول فكرة العمل في الصحاء.

## (4) دلالة الفرق بين معاملات الارتباط

## أولاً: في حالة المجموعات المستقلة:

إذا أراد الباحث مقارنة مصفوفة معاملات الارتباط لمجموعة من المتغيرات كالقدرة اللفظية والقدرة العددية والمترادفات لذى عينة من اللكور بمصفوفة معاملات الارتباط لفس المتغيرات لذى عينة من الإناث فإنه يلجا في ذلك لمعادلة دلالة الفرق بين معاملات الارتباط الآتية:

معادلة دلالة الفرق بين معاملات الارتباط = 
$$\frac{i-i-j}{V-V}$$

#### حيث أن:

- ز ١ = المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط في المجموعة الأولى (١)
- ز ٢ = المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط في المجموعة الثانية (٢)
  - ن ١ = العند في المجموعة الأولى.
  - ن ٢ = العدد في المجموعة الثانية.

#### الخطوات:

 ١ - يتم حساب معامل الارتباط بين درجات الاختبارين (س، ص) في المجموعة الأولى، وكذلك في المجموعة الثانية.

٢ - إستخرج المقابل اللوغاريتمي لمعامل ارتباط المجموعة الأولى ولمعامل ارتباط المجموعة الثانية (أنظر الارتباط المتعدد حيث يوجد الجدول الخاص بالمقابل اللوغاريتمي).

٣ - إحسب الفرق بين المقابلين اللوغار يتميين (بسط المعادلة).

\$ .. إحسب الخطأ المعياري للعينتين (مقام المعادلة) كالآتي:

$$\frac{1}{1 + \frac{1}{\sqrt{1 - r}} + \frac{1}{\sqrt{1 - r}}} = \sqrt{\frac{1}{r + \frac{1}{r}}}$$

٥ - اقسم الفرق بين المقابلين اللوغار يتميين (في الخطوة رقم ٣) على
 الخطأ الممياري لتحصل على القيمة النهائية .

٣ - إذا كانت القيمة الناتجة:

أ .. تقم بين ١,٩٦ - ٢,٥٨ كان الفرق دالاً عند ٥٠٠٠

ب ـ تقع بين ٢,٥٨ فما فوق كأن الفرق دالاً عند ٢,٠١

أجرى باحث دراسة على مجموعة من أطفال الريف ومجموعة من أطفال المدينة طبق فيها على كل مجموعة اختبارين أحدهما يقيس السرعة الحركية واثناني يقيس السرعة الإدراكية وقام بحساب معامل الارتباط بين الاختبارين في كل مجموعة على حدة، علماً بأن العدد في المجموعة الثانية ٧٠. والمطلوب حساب دلالة الفرق بين معاملي الارتباط في المجموعةين إذا كان الارتباط في مجموعة الريف ٧٠,٠٠، وفي مجموعة الحضر ٥٠,٠٠، وفي

#### خطوات الحل:

١ ـ المقابل اللوغاريتيم (\*) لمعامل الارتباط ٧٠, ١ الخاص بأطفال
 ال يف من الجداول الخاصة بذلك هو ٨٨, ١ (\*\*).

٢ ـ والمقابل اللوغاريتيم (٥) لمعامل الارتباط ٥٠,٠ الخاص بأطفال
 الحضر من الجداول الخاصة بذلك هو ٥٥,٠(٥٥).

(a) يمكن حساب المقابل اللوغاريتيي لمعامل الارتباط كالآتي:

المقابل اللوغاريتيم (102) لمعامل الارتباط ورمزه (ز ۱) =  $\frac{1}{V}$  لو  $\frac{1}{V}$  المقابل اللوغاريتيم (102) لمعامل الارتباط ورمزه (ز ۱) =  $\frac{1}{V}$  لو  $\frac{1}{V}$ 

(ولوء هنا توجد في الألات الحاسبة تحت رمز La )

= +× \*Y, 1 = FFA, 1

(ولوع هذا توجد في الآلات الحاسبة تحت رمز In أيضاً)

·, 7· = 1, Y· × 1=

(هده) نتيجة للتقريب تلاحظ فروق بسيطة بين المقابل اللوضاريتيم من الجدول وبين المقابل المستخرج من المعادلة باستخدام الآلة الحاسبة بالنسبة لـ: ولوء والنبي تقابلها تعدّ من الآلات العاسبة الرياضية. ٣ ـ الفرق بين المقابلين اللوغار يثميين = ١,٨٧ - ٥٥، • = ٢٢،١

$$\frac{1}{\Psi - V} + \frac{1}{\Psi - \Psi} = \frac{1}{\Psi - V} + \frac{1}{\Psi - \Psi}$$

$$= \frac{1}{V} + \frac{1}{V} = \frac{1}{V} + \frac{1}{V$$

. . \A£ =

 $1, \forall \gamma = \frac{1}{2}$  و القيمة الناتجة =  $\frac{\gamma \gamma}{2}$ 

وبما أن هذه القيمة أقل من القيمة الواقفة عند مستوى ٠٠,٠٥، وعند مستوى ٠٠,٠١. إذا الفرق غير دال إحصائياً بين معاملي الارتباط وفي مجموعتي الريف والحضر من الأطفال.

ثانياً: لدى المجموعة الواحدة.

في أولاً قارنا بين اثنين من معامسلات الارتباط في مصفوفتين لمجموعتين من أطفال الريف وأطفال الحضر. وأحياناً يريد الباحث معرفة دلالة معاملات الارتباط بين اثنين من هذه المعاملات في مصفوفة ارتباط المجموعة الواحدة أي مجموعة الريف أوالحضر. ولنفترض أن مصفوفة مجموعة الريف كان من بينها ثلاثة اختبارات هي:

- ١ ـ القدرة العددية .
- ٧ القدرة اللفظية .
- ٣ القدرة الحركية .

وأراد الباحث أن يعرف دلالة الغرق بين معامل الارتباط الناتج بين المقدرة العددية (١) وبين القدرة اللفظية (٣) والذي بلغت قيمته ٧٠٠٠، وبين معامل الارتباط الناتج بين القدرة المددية (١) وبين القدرة الحركية (٣) والذي بلغت قيمته ٢٠,٠٠، فإنه سيكون في هذه الحالة في حاجة لحساب معامل الارتباط بين القدرة النفظية (٣)، وبين القدرة الحركية (٣) والذي يبلغ ٢٤٠، فما دلالة الفرق بين الارتباطيين الاتبين كما أشرنا طلماً بأن عدد المنة ٧٠:

٧, ٠ معامل الارتباط بين القدرة العددية والقدرة اللفظية ( ر ٢٠١).

٣٠ معامل الارتباط بين القدرة العددية والقدرة الحوكية (ر ٣٠١).
 ٤٢ معامل الارتباط بين القدرة اللفظية والقدرة الحوكية (ر ٣٠٧).

١ ـ يطبق القانون الآتي:

$$\frac{(\cdot,\xi\gamma+1)(\tau-\gamma\cdot)^{\tau}(\cdot,\tau-\cdot,\gamma\cdot)}{(\cdot,\tau)(\cdot,\gamma\cdot)(\cdot,\xi\gamma)(\cdot,\xi\gamma)-\tau(\cdot,$$

$$\frac{(1,\xi Y)(YY)^*(\cdot,\xi)}{(\cdot,\cdot A)Y+(\cdot,\cdot A)-(\cdot,\xi A)-(\cdot,\xi Y-\xi)Y}=$$

10,77 =

1. AA =

يعتبر عدد العينة ممثلاً للتباين الصغير وتستخرج درجة حريته كالآتي ن ٣- ٣- ٣- ٣- ٢٧، كما أن درجة حرية التباين الكبير تعتبر مساوية للقيمة ١

وبالبحث في جدول دلالة نسبة ف عند درجة حرية التباين الصغير ٦٧ نجد أن الأقرب لها درجة الحرية ٦٥، وعند درجة حرية التباين الكبير ١ نجد:

وبما أن القيمة الناتجة في المثال السابق أكبر من القيمتين السابقتين إذاً هناك فرق له دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠١ بين معامل الارتباط ٢٠١، ومعامل الارتباط ٣٠١.

# (°) دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية

في كثير من الدراسات النفسية والتربوية يكون للفروق في التغير بين المجموعات أهمية كبيرة. فالباحث في هذه الدراسات يهمه معرفة أي المجموعات تختلف اختلافا دالاً في الانحراف المعياري اكثر من اختلافها في متوسط الإنجاز والتحصيل. والمشال على ذلك الباحث التربوي أو التفسي الذي يريد أن يختبر جدوى طريقة جديدة في تعليم الرياضيات بمدى التفسي الذي تحدثه في الدرجات عن الطريقة الحالية المأخوذ بها. وعندما يتم

دراسة مجموعات مختلفة أو مستقلية أو عندما تعطى الاختبارات لنفس المجموعات غير المرتبطة فإن دلالة الفرق تحسب بالمعادلة الآتية:

## أولاً \_ في حالة العينات الكبيرة العدد :

معادلة دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية =

القرق بين الانحراف المعياري (١) ، (٢)

المعاري للانحراف (١) × مربع الخطأ المعاري للانحراف (٢) مربع الخطأ المعاري للانحراف (٢)

وفيما يلى المثال التوضيحي لتطبيق تلك المعادلة.

مثال: طبق اختبار يقيس الاستدلال الحسابي على ٨٣ ولداً، ٩٥ بنتاً وكان الانحراف المعياري لنرجات الأولاد ٧٠٨١، وللبنات ١١٠٥٦ والمطلوب حساب دلالة الفرق بين هذين الانحرافين أي هل الفرق بين الانحرانين (١١,٥٦ - ٧,٨١) وهو ٣,٧٥ دال عند ٢٠,٠١

#### الخطوات:

١ .. الخطبا المعياري للانحراف المعياري للمجموعة الأولى (الذكور): ٠

$$\frac{V,A1}{|V,A1|} = \frac{V,A1}{|V,A1|} - \frac{V,A1}{|V,A1|} = V,A$$

٢ \_ الخطأ المعياري للانحراف المعياري للمجموعة الثانية (الإناث) الخطأ المعياري  $=\sqrt{\frac{70,11}{190}} = \frac{11,07}{191} = \frac{70,11}{190} = 30,0$ 

$$\frac{v,vo}{v,v+\cdot,vv} = \frac{v,v+\cdot v,v+\cdot v,v+\cdot$$

$$\frac{r, \vee o}{1, \cdot t} = \frac{r, \vee o}{1, \cdot \vee} =$$

القيمة الناتجة = ٣, ٦١

ولما كانت القيمة الناتجة أعلى من ٢٠٥٨ وهو مستوى الدلالـة عند ٢٠،١ فإن ذلك يشير إلى أن مستوى أداء البنات على الاستدلال الرياضي أكثر تغايراً بوجه عام من الأولاد. أما مستوى الدلالة ٥٠، فيكون عند ١,٩٦ . والمعادلة السابقة تصلح في المجموعات الكبيرة الأعلى من ٣٠ فرداً.

### ثانياً \_ في حالة العينات الصغيرة العدد:

تحسب دلالة الفرق في حالة المجموعات الصغيرة بواسطة اختبار «ف» Ftest . وذلك بقسمة التباين (الانحراف المعياري) الاكبر على التباين الأصغر ويوضح ذلك المثال التالي :

#### مثال:

عدد المجموعة الأولى (1) =  $\mathbf{r}$  عدد المجموعة الثانية ( $\mathbf{r}$ ) =  $\mathbf{r}$  النباين في المجموعة ( $\mathbf{r}$ ) =  $\mathbf{r}$  النباين في المجموعة ( $\mathbf{r}$ ) =  $\mathbf{r}$ 

اختيار وف، = ۲۹۰۱ = ۸ ، ۷۸ ا

وبالنظر في جدول دلالة «ف» عند درجات الحرية الآتية :

<sup>(\*\*)</sup> أو النسبة الحرجة CR .

١ ـ درجة الحرية للمجموعة الثانية = ١٠ - ١ = ٩ (تباين كبير)

٧ ـ درجة الحرية للمجموعة الأولى = ٦ - ١ = ٥ (تباين صغير).

ومعنى ذلك أنه لا يوجد ما يشير إلى أن المجموعتين مختلفتين اختلافًا جوهريًا.

الجرُّزُ الثَّالِثُ الاجعسَاء النَّقَتْرُم

#### مقدمة

يهتسم هذا الجرزء الأخير من الإحصاء بالمعاملات النسي تفيد الباحث في حل كثير من المشاكل التي قد يقع فيها ويواجهها سواءاً وهو ما زال على الطريق يجمع بيانات بحثه أو يكون قد انتهى من جمعها ثم فطن لوقوعه في ثغرة من الثغرات. وهنا تساعده الإحصاء وتأخذ بيده فتمينه على حل مشكلته. كما أن هذا الجزء أيضاً يهتم بما يقدمه للباحث بتحقيق هدفه من خلال إعطائه الأسلوب العلمي الدقيق ونعني به التحليل العاملي ليستقرىء به من الجزئيات الكليات التي تشيع بينها. ويقدم لنا الإحصاء المتقدم أسلوب الدلالة الإحصاء المتقدم أسلوب الدلالة الإحصاء المتقدم أسلوب الدلالة الإحصاء المتقدم أسلوب عند الاعتدائية أي المقاييس الدلالة الإحصاء المتابعة المناسب المثوية، وتحليل النباين البسيط والمزدوج.

# أولاً: معاملات الارتباط الخاصة بمشاكل البحوث

(1)

### العلاقة المستقيمة والمنحنية

مقدمة: قبل أن يستخدم الباحث معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار (بيرسون الشكل الثالث من جدول الانتشار المردوج) لا بد أن يتأكد من أن المتغير س، ص والذي يقوم بإيجاد العلاقة بينها \_ عادة \_ اعتداليان في توزيعهما. فإذا لم يكن التوزيع اعتدالياً في المتغيرين استخدم الباحث في هذه الحالة نسبة الارتباط<sup>(9)</sup>.

# أساليب الكشف عن العلاقة: مستقيمة أم منحنية

ويمكن للباحث أن يتأكد من أن النوزيع اعتدالي والعلاقة مستقيمة بين المتغيرين عن طريق الأساليب الآتية:

أد الرسم البياني.

ب ـ المتوسطات الحسابية للمتغيرين س، ص.

جـ اختبار مدى دلالة التوزيعين س، ص.

مثال: فيما يلمي جدول انتشار مزدوج للرجات ١٧ شخصاً على اختبارين س، ص، والمطلوب معرفة هل التوزيع اعتدالي أم لا؟

 <sup>(</sup>ه) د. سيد محمد خيري ـ الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ـ دار التاليف ـ
 ١٩٧٠ .

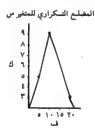
4	- A	- 1	- £	ص س
٥	٧	١	۲	_0
4	Y	٤	۳	-11
٣	١	صفر	٧	-10
۱۷	٥	٥	٧	4

(جدول انتشار مزدوج يبين العلاقة بين س، ص)

أ ـ بالرسم البياني

ويمثل المضلعان التكراريان الآتيان توزيع المتغيرس وتوزيع المتغير

المشلع التكراري للمتغير (ص) ۲



ويلاحظ في المضلعين السابقين أنهما يبتعدان عن التوزيع الاعتدالي الذي يقترب من شكل الجرس فالمضلح التكراري للمتغير (س) ذا قيمة مدببة، والثاني ذا قيمتين تقريباً كما أنه يعيل للالتواء. ويجب أن لا يكتفي الباحث للتأكد من أن التوزيع اعتدالي بطريقة واحدة بل عليه أن يستخدم اكثر من طريقة وأكثر من أسلوب.

## ب ـ المتوسطات الحسابية للمتغيرين س، ص

ولمعرفة هل العلاقة مستقيمة أم منحنية نقوم بحساب المتوسط الحسابي للاعمدة في جدول الانتشار المزدوج والمتوسط الحسابي للصفوف في نفس الجدول على النحو التالي:

## ١ ـ المتوسط الحسابي للأعمدة

ويتم حساب المتوسط الحسابي لأعمدة من خلال الجدول التكراري للمتغير س جدول الانتشار المزدوج وذلك على النحو الآتي:

4	ود الثاني	،: العم		ل	لعمود الأو	م: ال	
كخ	خ	٨	ن	كح	خ	গ্ৰ	<b>ن</b>
	.1 =			Ψ-	1 -	Υ	- 0
صفر	صقر	£	- 1 -	-	صقر	٣	-1:
صفو	1 +	صفو	- 10	<u>Y +</u>	1 +		- 10
١ -				صفر		٧	

$$11,0=0\times\frac{1}{4}$$
  $-17,0=0$ 

### م: العمود الثالث

$$11,0 = 0 \times \frac{1}{0} - 17,0 = 0$$

## ٢ \_ المتوسط الحسابي للصفوف

ويتم حساب المتوسط الحسابي للصفوف من خلال الجدول التكراري للمتغير ص في جدول الانتشار المزدوج على النحو الآتي:

# م: للصف الأول (١)

$$V = V + \frac{\alpha_{\text{tot}}}{\alpha} + V = V$$

# م: للصف الثاني (٢)

$$\gamma$$
,  $\forall x = \gamma$ ,  $\forall y = \gamma = \gamma$ ,  $\gamma = \gamma$ 

وبعد حساب المتوسطات الحسابية لكل من الأعمدة والصفوف على النحو السابق يتم وضع هذه المتوسطات في مواقعها بجدول الانتشار المزدوج على النحو الآتي:

(جُدُول الانتشار المزدوج وبه متوسطات الصفوف والأعمدة)

4	-^	-7	- £	س ص
		٧		- 0
	11,0	۵,۷۸،۱۱,۵	14,0	-11
		7,77		- 10
				÷

وبتمثيل المتوسطات السابقة بعلامات يمكن توصيلها ببعضها ببعض كل على حدة (الأعمدة \_ الصفوف) في جدول الانتشار يصير شكل الجدول السابق كما يلى:

(جدول الانتشار المزدوج وبه مستقيم متوسطات الصفوف . . . ومستقيم متوسطات الأعمدة . . - .)

	4	- ^	-4	- 1	9
Į			n		-0
		•		_	-1.
			Ų		-10
					4

ويلاحظ على الجدول السابق أن العلاقة بين المتوسطات مستقيمة. وليست منحنية .

# جـ اختبار مدى دلالة التوزيعين س، ص

ويتم ذلك من خلال خطوتين، الأولى تحويل التوزيع إلى أقرب توزيع اعتدالي، والخطوة الثانية اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا وذلك بالنسبة لكل من المتغيرين.

١ - بالنسبة للمتغير (س)
 أولاً : تحويل توزيم المتغير (س) إلى أقرب توزيع

ä	ص	س - م	س - م	س	لح	لحَ	٦,	4	ذ
£, Ya	, 17	1,44	£,0-	٧,٥	٥	ø	١-	0	- 0
4,70	+,44	,10	+ ۵,۰	17,0	-	-	صفر	4	- 11
Y, Va	,11	1,71	0,0+	17,0	٣	4+	۱+	۳	- 10
17,40					٨	٧ –		۱۷	

م = ه ، ۱۷ م 
$$\frac{Y}{1V}$$
 ه = ه ، ۱۷ م  $0$  = ۱۷ م التقریب

$$3 = \sqrt{\frac{\lambda}{1/\lambda}} =$$

= ه × ۸۸ , = ۴, ۴ بالتقريب

$$Vo = A \frac{o}{V, \delta} = \frac{V \times O}{V, \delta} = \frac{V}{V, \delta}$$
 المقدار الثابت

## اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا

وكما يتضع من قيمة كا نجد أنه ليس لها دلالة إحصائية وذلك من خلال الكشف عن دلالتها في جلول قيم كا. ومعنى هذا أنه لا يوجد فرق بين التوزيع التجريبي والتوزيع الاعتدالي أي أن هذين التوزيعين ينطبقان على بعضهما. ونتيجة لذلك يمكن استخدام معامل الارتباط عن طريق جدول الانتشار وذلك إذا كان توزيع المتغير ص ينطبق أيضاً على التوزيع الاعتدالي.

ب \_ بالنسبة للمتغير (ص) أولاً : تحويل التوزيع إلى أقرب توزيع احتدالي

ŋ	ص	س -م خ	س م	س	4 حَ′	كح	ح.	4	Ç
2.7	٠, ۲۳	1,17 -	۱,۸-		٧	٧ -	١ -	٧	- £
Α,•		+ 111.0	+ ۲۰,۰	٧	-	صفر	صفر	٥	- ٦
7,1	٠, ١٧	1.7++	Y, Y +	4	۰	0 +	1 +	۰	- A
17,					14	٧ -		۱۷	

$$\gamma = V - \frac{Y}{V/V} \times = VV, V$$

$$2 = Y \sqrt{\frac{Y}{V} - \frac{Y}{V}} = Y, Y = Y, Y = Y, Y = X, X = X, Y =$$

$$Y \circ = \frac{1 \times Y}{1 \times Y} = 1$$
المقدار الثابت

ثانياً: اختبار دلالة التوزيع باستخدام كا

·4_4					
Á	1 <u>1</u>   1	4-4	<u>a</u>	4	ت
1, 40	٥,٧٦	Y,£+	٤,٦	٧	- £
1.15	4,	۳, • -	Α, •	۵	7
· , Va	7,07	+ r, t	٣,٤	٥	- A
کا" = ۱۳, ۳			17	١٧	

ويتضح لنا من قيمة كا السابقة أنه ليس لها دلالة إحصائية ومعنى ذلك أن التوزيع التجريبي ينطبق على التوزيع الاعتدائي أي يمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار لحساب العلاقة بين المتغير (س) والمتغير (ص) في جدول الانتشار المزدوج السابق.

أما إذا لم تكن العلاقة مستقيمة وكانت منحنية، ولم ينطبق التـوزيع التجريبي على التوزيع الاعتدالي فإن على الباحث في هذه الحالة استخدام نسة الارتباط.

**(Y)** 

# نسبة الارتباط Correlation Ratio

وجدنا في الجزء السابق أنه عندما لا يكون التوزيع اعتدالياً في المتغيرين، وعندما لا تكون العلاقة بينها مستقيمة لا يستخدم الباحث معامل ارتباط بيرسون Pearson عسن طريق جدول الانتشار المزدوج أو غسيره للمكشف عن العلاقة بين المتغيرين بل يستخدم في هذه الحالة نسبة الارتباط. ويستطيع الباحث أن يستخرج من جدول الانتشار المزدوج نسبتي ارتباط حسب تحديده لاي المتغيرين س أوص هو المتغير المستقل أو المتغير المعتمد. فإذا كان س هو المتغير المستقل، ص المغير التابع يستخرج الباحث نسبة ارتباط س على ص أما إذا كان ص هو المتغير المستقل، س هو المتغير التابع يستخرج الباحث نسبة ارتباط ص على س.

ويتم حساب نسبة الارتباط بطرح متوسط صفوف المتغير ص (والسابق الحصول عليها عند حساب هل العلاقة مستقيمة أم منحنية؟) من المتوسط العام لهذا المتغير ثم تربيع هذا الانحراف وضربه في تكرارات س. وذلك على النحو الآتي:

#### مثال:

(ا) ص × مربع الاتحراقات]	[مربع الحرافم: ص. صن المتوسط الماملد ص]	[حم: ص. ص عزم العامل ص]	[م:صقوق ص]	ك س	د
	*, * \$	., *. +	٧		_0
415	1.13	* , * ** ~	٧٠,٢	4	-1.
****	*****	- , £V -	٦,٣٢	Y	- 10
1,50				17	

$$1, \Lambda = Y \times \frac{Y}{V} - V = 0$$
 That the standard of the standar

$$1, \sqrt{\frac{Y}{1/Y}} - \frac{1}{1/Y} \sqrt{Y} = 1, \sqrt{\frac{1}{1/Y}} = 1, \sqrt{\frac{1}{1$$

الانجراف المعياري له: مجدك س × مربع انحراف صفوف ص عن متوسطها العام:

= \ بحدك س × مربع الانحرافات

 $\cdot, \forall \xi = \overline{\cdot, \diamond \uparrow} = \overline{\cdot, \diamond \diamond} = \overline{\cdot, \diamond \diamond} = \overline{\cdot, \diamond \diamond}$ 

imp  $\frac{3+6}{9}$   $\frac{1}{9}$   $\frac{1}{9}$ 

 $\cdot$ , 18 =  $\frac{\cdot, 78}{1, \sqrt{}}$  = 0

ويمكن إيجاز الخطوات السابقة فيما يلي:

١ ـ نضع فئات المتغير س (عند حسابنا نسبة ارتباط س. ص)
 وتكوارات فنضع في مقابل تلك التكرارات متوسط صفوف المتغير ص.

٢ - يتم حساب المتوسط العام للمتغير ص.

٣- يتم طرح المتوسط العام للمتغير ص من كل متوسط من متوسطات صفوف ص عن المتوسط العام للمتغير ص.

٤ ـ يتم تربيع كل انحراف تم الحصول عليه في الخطوة السابقة ويوضع
 الناتج في عمود مربع انحراف صفوف ص عن متوسطها العام.

 يتم ضرب الناتج في الخطوة السابقة في تكرارات المتغير س المقابلة لها ليتم الحصول على مجموع ك س × مربع انحرافات صفوف ص عن متوسطها العام.

٣ - يستخرج الانحراف المعياري لمجموع ك س × مربع انحرافات

صفوف ص عن متوسطها العام بتطبيق المعادلة التالية:

٧ ـ يتم حساب نسبة الارتباط كما يلى:

نسبة ارتباط س .  $ص = \frac{|V| \cdot |V|}{|V| \cdot |V|}$  الانحراف المعياري للمتغير س

وتتبع نفس الخطوات السابقة عند حساب نسبة ارتباط ص. س كما في المثأل السابق:

### مثال لحساب نسبة ارتباط ص. س.

وك ص × مربع الانحرافات)	(مربع الحراقم:أهندة ساعن متوسطهــــاالعام)	[الحرافمأحمدة من عن متوسطها العام]	[م:أحمدةس]	[ك ص]	د
Y. #7	****	+.1+	17.0	٧	- ŧ
٠,٨٠	**13	*+&=	11.0		-1
		*.4 -	11.0		- A
8.17				17	

م ص = ۱۱,۹ ع س = ۳,۶

الانحراف المعياري لمجه:  $2 ص × مربع الانحرافات = \sqrt{11 + 1 + 1 + 1 + 1}$ 

٠,٥=

 $*,187 = \frac{1,01}{7,8} = 0.187 = 1.187$ 

# اتجاه العلاقة في نسبة الارتباط:

يرى المؤلف أنه يمكن تحديد اتجاه العلاقة في نسبة الارتباط من خلال:

أ ـ شكل التوزيع في جدول الانتشار (الجدول المزدوج) أو.

ب ـ حساب معامل الارتباط بين كل متغيرين حتى يمكن معرفة
 الارتباطات الموجبة والارتباطات السالبة ووضع هذه الإشارات السالبة
 والموجبة أمام نسب الارتباط الخاصة بكل من المتغيرين.

# (٣) معامل الارتباط الجزئي Partial Correlation

#### مقدمة:

لا يستطيع الباحث في كثير من البحوث التي يجريها ضبط كل متغيرات بحثه أما عن صعوبة وعوائق ميدانية أو نسيان إجراء عملية الضبط والتثبيت للمتغيرات أثناء الخطوات الأولى من البحث.

ويحتاج الباحث في هذه الحالة لمعامل إحصائي يفيده في عزل تأثير هذا المتغير أو المتغيرات التي لم يثبتها على الظاهـرة المدروسـة من حيث علاقاته بمتغيرات أخرى.

#### مثال:

أراد باحث أن يدرس العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب لدى مجموعة من الطلبة. ومن المعروف أنه إلى جانب الغياب فإن طريقة التدريس للطالب تؤثر في تحصيله الدراسي أيضاً. فإذا استطاع الباحث ان يضبط هذا المتغير (المتغير الخاص بطريقة التدريس) أثناء إجرائه للتجربة ويختار التلاميذ من بين الذين يتعلمون بطريقة تدريس واحدة فإنه يكون بذلك قد عزل تأثير هذا المتغير. أما إذا لم يستطيع اختيارهم من المذين يخضعون لطريقة تدريس واحدة وكان التلاميذ يتعرضون لطرق تدريس مختلفة فإنه بذلك يكون في حاجة لمعامل الارتباط الجزئي لكي يعزل تأثير متغير طريقة التدريس في العلاقة بين التحصيل الدراسي والغياب ويتضع ذلك في المثال الآئي:

#### مثال:

(٣)	(٢)	(1)	
طريقسة	التحصيل	الغياب	(ن)
التدريس			
14"	10	٧٠	1
۲.	14	11.	۲
00	11	***	۳
٨٠	18	40	
• 7	• ٨	1.0	٥

وفي المثال السابق وتمهيداً للحصول على معامل الارتباط الجزئمي لعزل تأثير طويقة التدريس على العلاقة بين الغياب والتحصيل الدراسي يتم الحصول على معاملات الارتباط الآتية بين المتغيرات الثلاث السابقة:

أولاً: معامل الارتبـاط<sup>ره)</sup> بين الغياب والتحصيل الدراسي ونرمنز له بالرمز: (٢٠١) في معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٢ .

هـ الياحث أن يستخدم معامل الارتباط المناسب لعدد العينة ولطبيعة توزيع متغيراته.

ثانياً: معامل الارتباط بين الغياب وطريقة التدريس ونرمز له بالرمز: ر٣٠١، أي معامل الارتباط بين المتغير ٩ والمتغير ٣.

ثالثاً: معامل الارتباط بين التحصيل الدراسي طريقة التدريس ونرمز له بالرمز: (٣٠٢، أي معامل الارتباط بين المتنير ٢ والمتغير ٣٠.

# أولاً: ١ ر ٣٠١

نت	ف	رتبة ص	رتبة س	ص	س	٥
	17,	<b>£</b> , • +	1	•	1.	1
, 40	٠,٠-	٧,0	٧	18	11.	۲
٠٩,٠٠	۳,۰۰-	ŧ	١	11	17.	۳
7, 40	1,01+	٧,٠	£	14	90	
٤, ٠٠	Y,		٣	Α	1	
71,0	0,0+					
	ø,ø-					

ثانياً: س ٣٠١

, 
$$Y = 1$$
,  $A - 1 = \Psi \cdot 1$ ,  $A = \frac{47}{17} - 1 = \frac{17 \times 7}{72 \times 6} - 1 = \Psi \cdot 1$ 

# ناك : د ٣٠٢

7.3	ت	رتبة ص	رتبة س	ص	س	ن
4,	7,	٤	1:	14	10	1
٠, ٢٥	.,	٣	٧,٥	71	14	4
<b>£</b> ,	Y, +	4	ź		11	۳
Υ, Υα	1,0++	1	٧,٥	٨.	14	£
صفر_	صفر		•	٦	٨	
10.01						

وبعد ذلك يتم تطبيق قانون معامل الارتباط الجزئي الآتي :

حبث أن:

ر ٣٢٠١ = معامل الارتباط الجزئي.

ر ٢٠١ = معامل الارتباط بين الغياب والتحصيل.

ر ٣٠١ = معامل الارتباط بين الغياب وطريقة التدريس.

ر ٣٠٢ = معامل الارتباط بين التحصيل وطريقة التدريس.

وبالتعويض عن المعادلة السابقة في المثال السابق فإن:

$$\frac{-\lambda \circ - \lambda \circ \cdot \times \circ \circ \circ}{-\lambda \circ \circ \circ \circ} = \sqrt{-\lambda \circ \circ \circ \circ}$$

$$c \quad 1.77 = \frac{-77.}{\sqrt{99.0 \times 79.0}}$$

$$C \neq AA = \frac{AAA}{AAAA} = \frac{AAA}{AAAA} = \frac{AAA}{AAA}$$

فــإن العلاقــة بين الغياب والتحصيل الدراســي مع تثبيت أثــر طريقــة التدريس على هـذه العلاقة في هذا المثال التدريبي ــ ٥٠,٦٥

# الملاقة بين الارتباط الجزئي ومعادلة الفروق الرباعية في التحليل العاملي

ذهب سيرمان Spearman C. الاختبارات الارتباط بين أي عدد من الاختبارات التي تقيس أي ناحية من نواحي النشاط والتفكير المقلي ترجع إلى الاختبارات التي تقيس أي ناحية من نواحي النشاط والتفكير المقلي ترجع إلى وجود عامل عام مشترك فإذا تم عزل أشر هذا العامل العام من هذه الاختبارات فإنه لا يوجد ذلك الارتباط بين هذه الاختبارات توصير قيمته عمداً. وهذا ما تقوم عليه معادلة الفروق الرباعية والتي تشير إلى أنه إذا مشترك فإن الفروق الرباعية تصبح صاوية للصغر. وتسمى معادلة الفروق الرباعية بهذا الاسم الأنه لو أخذنا أي أربعة اختبارات من اختبارات من اختبارات ما المصفوفة الارتباطية وهي أ، ب، جه، د فإننا نجد أن صفة النسبية بين المصفوفة الارتباط العمودي كل اختبارين واحدة كأن تكون النسبة بين مجموع ارتباطات عمود اختبار ج وعمود اختبار ب هي ٢: ١، وكذلك بين مجموع ارتباطات عمود اختبار ج وعمود اختبار د هي ٢: ١، وكذلك بين الاساس يكون أحد ب حد

# ( \$ ) معامل الارتباط المتعدد Multiple Correlation

#### مقدمة :

يواجه الباحث في كثير من البحوث والدراسات التي يجريها كثيراً من المشاكل تساعده الإحصاء دون شك على حلها. ويعتبر معامل الارتباط المتعدد على رأس الأساليب الإحصائية التي تساعد الباحث على تفهم الظاهرة موضوع الدراسة من حيث علاقتها بكافة المتغيرات الأخرى التي ترتبط بها. ويواجه الباحث مثل هذه المشاكل في علم النفس الاجتماعي وعلم النفس الصناعي حيث يجد كثيراً من الظواهر التي ترتبط بالمديد من المتغيرات. ففي علم النفس الاجتماعي نجد مثلاً تكوين الاتجاهات يرتبط بالتنشئة الاجتماعية وبالجماعة العضوية والجماعة المرجعية وبوسائل الاتصال وبدور الجماعة الأولية . . . وهكذا العديد من المتغيرات التي ترتبط بتكوين الاتجاه . وفي علم النفس الصناعي نجد أن الكفاية الإنتاجية للعامل ترتبط بجوانب كثيرة مثل القدرات والمدكاء ، والسروح المعنوية ، والتوحد بالعمل ، والمكانة الاجتماعية والعلاقة بالرؤساء ، والعلاقة بالزملاء . . .

ويحتاج الباحث في مثل هذه الأحوال إلى التوصل لمعامل عددي واحد يوضح له العلاقة بين هذه الظاهرة وتلك المتغيرات التي ترتبط بها.

ويضع معامل الارتباط المتعدد على عائقه الكشف عن هذه العلاقة في مئل هذه الأحوال. وقانون معامل الارتباط المتعدد هو:

#### مثال:

لو أردنا معرفة العلاقة بين الكفاية الإنتاجية لمجموعة من العمال في عملهم وبين كل من المكانة السوسيومترية والسروح المعنوية وكانت درجاتهم على كل من المتغير المستقل (الكفاية الإنتاجية) والمتغيرات المعتمدة (المكانة السوسيومترية والروح المعنوية) كما يلي:

(4)	(Y)	(1)	
السروحالمعنوية	المكانسة السوسيومترية	الكفاية الإنتاجية	ق
٧.	14	٧	- 1
Yo	11	٨	٧
17	٧	٤	٣
71	4	7	ŧ
۳.	1.	۴	٥

### فإنه يتم حساب معاملات الارتباط الآتية:

١ ـ معامل الارتباط بين الكفاية الإنتاجية والمكانة السوسيومترية أي
 ٢٠١٠.

٢ ـ معامل الارتباط الكفاية الإنتاجية والروح المعنوية أي ر٣٠١.

٣ ـ معامل الارتباط بين المكانة السوسيومترية والروح المعنوية أي
 ٣٠٧.

أولاً: ر ۲۰۱

ٽ	ٽ	رتبة	رتبة	(٢)	(1)	ن
		(٢)	(1)	المكانة السوسيومترية	الكفاية الإنتاجية	
1	1 +	1	۲	14	٧	1
١	١ -	٧	1	11	<b>A</b>	٧
١	١ -	٥	٤	٧	٤	۳
1	١-	٤	٣	4	٦	٤
<u>ŧ</u>	4 +	٣	0	1.	٣	0
٨						

$$c \cdot r \cdot Y = f - \frac{r \times A}{a \times 3Y} = f - \frac{A3}{rY} = F_r \cdot r$$

ثانیاً: ر ۳۰۱

ٽ،	ف	ر <b>تبة</b>	رتبة	(٣)	(1)	ن
		(٣)	(1)	الروحالمعنوية	الكفاية الإنتاجية	
٤	۲ -	٤	۲	٧.	٧	١
٤	٧	۳	1	Yo	٨	۲
١	1 -		£	17	£	٣
٤	<b>Y</b> +	1	٣	41	٦	٤
4	۳+	٧	•	۳.	٣	
**						

$$t, t = t, t = t$$

 <sup>(\*)</sup> هذا مجرد مثال وقيمة الارتباط الحالي لا تكشف عن طبيعة هذه العلاقة.

٠	į.	رتبة	رتبة	(4)	<b>(Y)</b>	ن
				السروحالمعنوية	المكانة السوسيومترية	
4	۳-	٤	1	٧.	١٢	1
١	1-	۴	۲	40	3.3	۲
٧, ٢٥	1,0-	٥	۳,0	17	1+	٣
13	£ +	1	٥	٣١	4	ŧ
Y, Y0	۱,۵+	۲	۳,٥	۴.	١.	0
٣٠,٥						

$$c \quad Y \cdot Y = 1 - \frac{F \times a_1 \cdot Y}{a \times 3Y} = -\frac{7AI}{4Y} =$$

وبالتعويض عن معادلة معامل الارتباط المتعدد في المشال السابق تكون قيمة معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية وكل من المكانة السوسيومترية والروح المعنوية كما يلى:

$$= \frac{1, \dots, 1, \dots, 1, \dots, 1}{1 - \lambda^{2}} = \frac{1}{1 - \lambda^{2}}$$

العلاقة بين الكفاية الإنتاجية لمجموعة العمال في المثال السابق وبين
 كل من مكانتهم السوسيومترية وروحهم المعسوية تساوي ٩٠,٠٠ وذلك
 باستخدام معامل الارتباط المتعدد.

ملحوظة: أحياناً يرتبط بالظاهرة موضوع الدراسة كما سبق أن بينا أكثر من متغيرين فقد يكون ثلاثة أو أربعة أو خمسة أو أكثر من ذلك حسب طبيعة الظاهرة نفسها. ويحتاج الباحث في هذه الحالة كذلك لمعامل عددي واحد يعبر له عن علاقة الظاهرة بهذه المتغيرات جميعاً.

#### مثال:

أراد باحث أن يدرس علاقة الكفاية الإنتاجية للعامل بالمتغيرات المرتبطة بها:



والباحث في هذه الحالة عليه أن يقوم بحساب معاملات الارتباط الآتية :

١ ـ معامل الارتباط بين كل من الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات.

 ٢ ـ معامل الارتباط المتعدد بين كل من الكفاءة الإنشاجية والعلاقة بالرؤساء والعلاقة بالزملاء. ٣-معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والاتجاه نحو العمل
 والمكانة السوسيومترية .

وللحصول على معامل عندي واحد يعبر عن علاقة الكفاية الإنساجية بالمتغيرات الست السابقة نقوم بما يلي:

١ - تحويل معامل الارتباط المتعدد إلى مقابلة اللوغاريتمي في الجدول الخاص بذلك.

٢ ـ حساب متوسط المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط.

٣ ـ تحويل المترسط اللوغاريتمي مرة أخرى إلى مقابله من معاملات
 الارتباط وذلك في الجدول الخاص بذلك والمشار له في ١.

ويستخدم جدول تحويل معامل الارتباط ر إلى مقابلة اللوغاريتمي ز في تحويل معاملات الارتباط التي تزيد عن ٥٠,٠٠٥ إلى مقابلاتها اللوغاريتمية لحساب متوسطاتها. ثم يحول الناتج اللوغاريتمي بعدذلك إلى المقابل الارتباطي ويكون هذا المقابل الارتباطي هو معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية وكل من الذكاء والقدرات الخاصة بالعمل والملاقة بالزملاء والعلاقة بالرؤساء والاتجاء نحو العمل والمكانة السوسيومترية. ولنفترض أن معاملات الارتباط المتعدد في المشال السابق كانت كما بلد:

أُولًا: بين الكفاية الإنتاجية والذكاء والقذرات ر٢٠١٠ = ٣٠٢٠.

ثانياً: بين الكفاية الإنتاجية والعلاقة بالرؤساء والعلاقة بالزملاء ( ١٠٤٠ = ٥٠٤٠ .

(۵) يتم هذا الإجراء لأل التوزيع التكراري للارتباطات النبي تقع بين ۲٫۲۰ ـ ۱۹۹۰ غير
اعتدالي اما التوزيع التكراري لمقابلها اللوغاريتمي فهر اعتدالي. وعلى هذا فلا يجوز في
حالة الارتباطات حساب متوسطها بينما يجوز ذلك لمقابلها اللوغاريتمي.

ثالشاً: بين الكفـاية الإنتــاجية والاتجــاه نحــو العمــل والمكانــة السوسيومترية ر ٧٠٦٠١ - ٧٠,٤٧ .

وبالرجوع لجدول المعامل اللوغاريتمي<sup>(\*)</sup> • , نجد أن المقابـلات اللوغاريتمية لمعاملات الارتباط المتعدد السابقة هي:

> ر ٣٠٢٠١ = ٣٠, مقابلها اللوغاريتمي ٣٣,٠.. ر ٢٠٤٠١ = ٥٠,٠ مقابلها اللوغاريتمي ٣٢,٠. ر ٢٧٦٠١ = ٤٢,٠ مقابلها اللوغاريتمي ١,٤٥.

والمتوسط الحسابي للمقابلات اللوغاريتمية =  $\frac{77.. + 77. + 08...}{\pi}$ 

والبحث في نفس الجدول عن معامل الارتباط رالمقابل للقيمة ٤٦,٠ اللوغاريتمية نجد أنه يساوي ٤٣, • وبهذا يكون معامل الارتباط المتعدد بين الكفاية الإنتاجية والذكاء والقدرات والملاقة بالزصلاء والعلاقة بالرؤساء والاتجاء نحو العمل والمكانة السوسيومترية ٤٣, • هذا ويمكن التأكد من دلالة معامل الارتباط المتعدد كما سبق أن بينا.

 <sup>(</sup>ه) د. فؤاد البهي السيد - المجداول الإحصائية - دار الفكر العربي - ١٩٥٨ ص. ٨ جدول ١٣٠ وذلك بالنسبة لمعاملات الارتباط ٣٥ . - . ٩٩٥ . ٠ . أما بالنسبة للاقل أنظر مناهج البحث في التربية وعلم النفس لفان دالين ترجمة بإشراف سيد هثمان - الانجلو المصرية ١٩٧٧.

أولاً - جدول المقابل اللوفاريتمي لمعاملات الارتباط ٢٠,٥ فما فوق أي غير الاعتدالية التوزيع .

j	ر	ز	ر	j	ر	ز	٦	ز	ر
1,07	.,410	١,٠٠	٠,٧٧	٠,٦٨	1,04	٠, ٤٥	٠,٤٧	٠, ٢٦	٠, ٢٥
1,09	.,44.	1,.7	٠,٧٧	.,11	٠,٩٠	٠,٤٦	٠, ٤٣	٠, ٣٧	٠, ٢٦
1,77	.,970	1,.0	٠,٧٨	٠,٧١	11,0	٠,٤٧	٠, ٤٤	٠, ٢٨,	٠, ٧٧
1.77	1,481	1,.4	+,٧4	٠,٧٣	*, "!	٠, ٤٨	., 20	., 14	٠, ٢٨
1,7.	.,440	1,1.	٠,٨٠	٠,٧٤	٠,٦٣	1,01	٠,٤٦	٠,٣٠	., 44
1,72	1,421	1,17	٠,٨١	٠,٧٦	٠,٦٤	.,01	٠,٤٧	.,41	٠,٣٠
1,74	.,480	1,17	٠,٨٢	٠,٧٨	۰,٦٥	., 01	٠,٤٨	٠,٣٢	.,41
1,47	1,901	1,14	۱٫۸۳	٠,٨٩	٠,٦٦	٠,٥٤	1,54	٠,٣٣	٠,٣٢
1,44	.,400	1,77	٠,٨٤	+, 41	+,57	٠,٥٥	٠,٥٠	٠,٣٤	٠,٣٣
1.40	.,41.	1,17	۰,۸۵	٠,٨٢	٠,٦٨	٠,٥٦	٠,٥١	٠,٣٥	٠,٣٤
7 1	1,41	1,14	•,43	٠,٨٥	+,14	., 04	٠,٥٢	٠,٣٧	.,40
41.14	٠,٩٧٠	1,17	٠,٨٧	٠,٨٧	۱٫۷۰	1,04	1,08	٠,٣٨	1,77
Υ.Α.	.,9٧0	1,17	٠,٨٨	1,84	٠,٧١	٠,٦٠	٠٠, ٥٤	+,44	٠,٣٧
7,40	+,4^+	1.47	٠,٨٩	٠,٩١	٠,٧٢	٠,٦٢	.,00	٠,٤٠	٠,٣٨
7, 22	۰,۹۸۵	1, 17	1,41	٠, ٩٣	٠,٧٣	٠,٣٣	٠,٥٦	١٩٤١	1,49
7,70	-,44-	1,00	.,4.0	.,40	۰,۷۱	.,70	١٠,٥٧	٠, ٤٢	٠, ٤٠
Y,44	•,440	1,00	.,41.	٠,٩٧	۰٫۷۵	1,77	٠,٥٨	٠, ٤٤	٠,٤١

ثانياً ـجدول المقابل اللوفاريتي لمعاملات الارتباط الأقل مِن ٢٥ ، • أي الاعتدالية التوزيع

ز	ر	ز	J
٠,١٢٦	٠,١٢٥	•,••	.,
٠, ١٣١	٠,١٣٠	1,110	٠,٠٠٥
1,177	۰٫۱۳۵	4,444	.,.,.
1,181	٠,١٤٠	٠,٠١٥	1,110
٠,١٤٦	٠,١٤٥	٠,٠٧٠	1,141
1,101	٠,١٥٠	٠,٠٢٥	1,170
1,107	٠,١٥٥	1,.44	٠,٠٣٠
1,171	٠,١٦٠	۰,۰۳٥	٠,٠٣٥
1,177	٠,١٦٥	٠,٠٤٠	٠,٠٤٠
•,177	٠,١٧٠	1,110	. 1,120
•,177	٠,١٧٥	.,	1,101
٠,١٨٢	٠,١٨٠	1,100	1,100
•,14	۰,۱۸۵	1,171	٠,٠٦٠
+,144	1,14.	٠,٠٦٥	1,170
٠,١٩٨	٠,١٩٥	٠,٠٧٠	۰,۰۷۰
٠,٧٠٣	., ۲	٠,٠٧٥	٠,٠٧٥
٠,٢٠٨	٠,٢٠٥	٠,٠٨٠	٠,٠٨٠
, ۲۱۳	., ٧١٠	٠,٠٨٥	٠,٠٨٥
۰,۲۱۸	٠, ٢١٥	1,191	٠,٠٩٠

(تابع) جدول المقابل اللوغاريتمي

ز	ر	ز	ر
٠, ٢٢٤	٠, ٧٧٠	.,.40	.,.40
•, ***	٠, ٢٢٥	٠,١٠٠	٠,١٠٠
• , ٣٣٤	٠, ٢٣٠	٠,١٠٥	1,110
., 444	٠, ٢٢٥	٠,١١٠	٠,١١٠
., 460	., ٧٤.	٠,١١٦	٠,١١٥
., 40.	1,750	١٢١,٠	٠,١٢٠
., ۲۰.	1,750	٠,١٣١	', ۱۲'

(٥) الانحدار والتنبوء

مقدمة: إذا طبق اختبار يقيس تحصيل التلاميذ في مادة الحساب على مجموعة منهم يوم الاثنين من نفس مجموعة منهم يوم الاثنين من نفس الأسبوع فإن الأفراد الذين حصلوا على درجات مرتفعة يوم السبت قد تميل درجاتهم إلى الانحفاض والاقتراب من المتوسط عند إعادة الاختبار عليهم يوم الاثنين . كذلك الأفراد الذين حصلوا على درجات متخفضة يوم السبت قد تميل درجاتهم إلى الارتداد نحو المتوسط يوم الاثنين .

يحدث هذا الارتداد نتيجة خطأ في القياس والذي يجعل أفراد يحصلون على درجات مرتفعة في ذلك الموقف المعين، ولذلك فمن المحتمل أن ينخفض أداء الشخص عند إعادة الاختبار عليه. أي أنه إذا كان قد تصادف وحدث خطأ في القياس في المرة الأولى أدى إلى حصول أفراد على درجات مرتفعة أو منخفضة، فإن الصدفة لن تحدث في المرة الثانية. ويقصد بالخطأ الآثار العرضية كالغش بالنسبة لمن حصل على درجة مرتفعة ، والعرض بالنسبة لمن حصل على درجة منخفضة . ويطلق اسم الارتداد أو الانحدار Regression على ذلك .

ويعتبر جالتون Galton أول من استخدم فكرة الانحدار في بحوثه عن الوراثة، إذ لفت نظره بالنسبة لوراثة صفة طول القامة أن الأطفال اللذين يكون أباؤهم طوال القامة يميلون لأن يكونوا أقصر قامة من أبائهم، والمكس من ذلك الأطفال الذين يكون آباؤهم قصار القامة يميلون لأن يكونوا أطول قامة من آباؤهم، أي أن طول الأبناء يميل إلى التراجع أو الانحدار نحو المتوسط العمام. وهمو نفس الشيء الذي وجد في المثال الأول من أن الدرجات المتطرفة تميل إلى أن ترتد أو تتحرك نحو المتوسط عند إعادة الاختيار.

فائدة الانحدار: يفيد الانحدار في التبرق من خلال حساب معامل الارتباط فإذا تم حساب معامل الارتباط بين اختبار الاستدلال اللغوي واختبار تكميل الجمل فإنه من خلال معرفة درجات اختبار الاستدلال اللغوي يمكن التنبوء بدرجات اختبار تكميل الأشكال. وتتضح الفائدة الكبرى في أهمية الانحدار كما يشير لذلك الدكتور فؤاد البهي السيد في التوصل لجداو ل

خطوات حساب الانحدار: يقوم الانحدار على أساس حساب معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص وعلى المتوسط الحسابي والانحراف الممياري لدرجات هذين المتغيرين. فإذا كان لدينا درجات اختبار ما (س) لمينة من الأفراد وأعمار (ص) لهؤلاء الأفراد فإن التنبوء بدرجات ص من درجات س يسمى هذا النوع من التنبؤ بانحدار ص على س أما إذا تنبأنا بدرجات الاختبار الأول س من درجات الاختيار الثاني ص فيسمى بانحدار س على ص.

مثال: فيما يلي درجات خمسة تلاميذ على اختباري التفكير اللغوي (س) وتكميل الجمل (ص).

١ - التفكير اللغوى (س): ٢ ٢ ٥ ١ ٤

۲ ـ تكميل الجمل (ص): ٤ ٥ ٩ ٨ ٧ ٨

والمطلوب حساب اتحدار ص على س

والخطوات كالآتي:

١ \_ يتم حساب معامل الارتباط بين س، ص.

٢ ـ يتــم حســاب الانحـراف المعياري للرجــات س (ع س)،
 والانحراف المعياري للرجات ص (ع ص).

٣\_يتم حساب المتوسط للرجات س، ودرجات ص.

٤ ـ يتم تطبيق المعادلة الآتية :

 $\omega = c \frac{3 \omega}{3 \omega} (\omega - \omega) + \omega$ 

حيث أن:

ر = معامل الارتباط بين س ، ص .

ع ص = الانحراف المعياري للرجات س.

ع س = الانحراف المعياري لدرجات ص.

س = الدرجة المعلومة الذي سيتم تنبوء ص منها.

سُ = المتوسط الحسابي لدرجات س.

ص = المتوسط الحسابي لدرجات ص.

وفيما يلى تطبيق هذه الخطوات على المثال السابق:

أولاً: حساب معامل الارتباط بين س، ص باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.

س ص	ص"	س"	ص	س	ن	
17	17	71	٤	1	١	
1.4	44	4	7	٣	Y	
70	40	Ye			۳	
YA	11	17	٧	£	٤	
44	3.7	17		<u>t</u>		
111	19.	AY	۳۰	٧٠	عِد	

$$\frac{1}{1 + \frac{\delta}{\lambda} + \frac{\delta}{\lambda} + \frac{\delta}{\lambda} + \frac{\delta}{\lambda} + \frac{\delta}{\lambda}} = 0$$

$$\frac{1 \vee \cdot - 1 \cdot d \cdot \times \vee \cdot - \vee A}{1 \wedge \cdot - 1 \cdot d} =$$

ثانياً: حساب متوسط س، ومتوسط ص.

$$\eta = \frac{\gamma_1}{\alpha} = \frac{\gamma_2}{\alpha}$$

ثالثاً: حساب الانحراف المعياري لدرجـات س، ص باستخـدام القانــون

١ ـ الانحراف المعياري لدرجات س.

$$\frac{1}{2} \sqrt{\lambda + (\frac{\lambda_1}{\alpha})^2 - (\frac{\lambda_1}{\alpha})^2}$$

$$=\sqrt{\gamma \lambda - \gamma I}$$

٢ \_ الانحراف المعياري لدرجات ص.

رابعاً: فيما يلي تطبيق المعادلة التي في الخطوة رقم (٤) على المثال السابق.

و يلاحظ أن هذه الدرجة هي نفسها درجة الشخص رقم أربعة في المتنير ص وتقابل الدرجة واحد في المتنير س.

تعليق: وبنفس الطريقة السابقة يمكن التنبوء بباقي الدرجات فإذا كان الهدف معرفة الدرجة المقابلة للدرجة أربعة في س فيكون ذلك كالآتي:

(ه) يتم ضرب الرقم - ٢٤١، • في س، ثم في - ٤ فيعطينا الناتج في الخطوة التالية - ٣٤١، • س، + ٣٩٠.

# ثانياً تحليل التباين Analysis of Variance

# أولاً: تحليل التباين البسيط(")

يكشف تحليل التباين البسيط عن مدى الفروق بين أكتر من مجموعتين ، حيث يصلح اختبار وت ، في حالمة حساب الفروق بين مجموعتين فقط. ففي أحيان كثيرة يحتاج الباحث لإجراء بحثه على أكثر من مجموعتين : كان تتضمن عينة هذا البحث طلبة كليات مختلفة كطلبة الحقوق والطب والهندسة ، وكأن تتضمن عينة بحثه في حالة أخرى مستويات اجتماعية اقتصادية مختلفة كمستوى مرتفع ومستوى متوسط ومستوى منخفض . . . إلخ .

والباحث في هذه الحالة يحتاج لأسلوب واحد يصلح لاختبار الفرق بين المجموعات التي تتضمنها عينة بحثه ليحصل على معامل عددي واحد يكشف حما إذا كان هناك فرقاً جوهرياً بين تلك المجموعات المختلفة ، ويقع على عاتق تحليل التباين الكشف عن هذا الفرق بالحصول على ونسبة ف، أو F. Ratio يلى مثالاً نوضح من خلاله خطوات حساب ونسبة ف، .

<sup>(</sup>ه) ويطلق عليه اسم النصميم البسيط Simple Dealgn أو تحليل النباين ذا الاتجاه الواحد،
Way Analysis of Variance

مثال: طبق اختباراً على عينة مكونة من ثلاث مجموعات من الأطفال يمثلون مستويات اقتصادية اجتماعية مختلفة وكانت درجات كل مجموعة كما يلى:

المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى		
٦	٤	۳.		
٨	٠	A		
•	٧	٧		
•	٤	٧		
Y£	7.	YA		
٦		م <del>-</del> ۷		

 $q = \frac{1}{V} = \frac{1+o+v}{V} = \frac{1}{V} = r$ 

وخطوات حساب دنسبة ف، تتلخص فيما يلي:

 ١ حساب المتوسط الحسابي لنرجات كل مجموعة وهو هنا يساوي ٧ للمجموعة الأولى، ٥ للمجموعة الثانية، ٦ للمجموعة الثالثة.

٢ ـ حساب العتوسط الحسابي العام للمجموعات الشلاث وهمو هنا
 يساوى ٧ + ٥ + ٢ = ١٨ + ٣ = ٢.

"- نقوم بحساب مربعات انحراف القيم في كل مجموعة عن المتوسط
 العام أي التباين العام وهو هنا يساوي;

$$= (P - F)^{T} + (A - F)^{T} + (V - F)^{T}$$

٤ ـ يتم حساب مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام.
 وهو يمثل هنا حساب التباين الكبير بين المجموعات وهو يساوي = بحرمات الفروق × ن. ويتم حسابه في مثالنا السابق كما يلى:

$$= 3 (V - F)^{7} + 3 (0 - F)^{7} + 3 (F - F)^{7} =$$

ه ـ يحسب مرسع انحراف القيم داخسل المجموعة عن متوسطها
 الحسابي. وهو هنا يمثل أيضاً حساب التباين الصغير بين المجموعات وهو
 يساوى = مجدم بعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

$$+[(-1)^{T}+(-1)^{T}+(-1)^{T}+(-1)^{T}]$$

$$+ [(صفر)^{T} + (-1)^{T} + (-1)^{T} + (-1)^{T}]$$

٦ يتم استخراج درجات الحرية تمهيداً لمعرفة هل الفروق

بين المجموعات دالة إحصائياً أم لا وذلك على النحو الآتي:

١ - درجة الحبرية بين المجموعات (التباين الكبير) = عدد
 المحموعات - ١ = ٣ - ١ = ٢

ب ـ درجة الحرية داخل المجموعات (التباين الصغير) = ن ١ - ١ +

-1-4041-10

= 1 - 2 = 1 - 2 + 1 - 2 =

A = Y + Y + Y =

جــدرجات الحرية الكلية = عدد القيم - ١ = ١ - ١ - ١١

٧ \_ يتم بعد ذلك حساب ونسبة ف، كما يلي:

أ ـ التباين بين المجموعات (التباين الكبير)

=  $\frac{\Lambda}{\Lambda} = \frac{\Lambda}{\Lambda}$  =  $\frac{\Lambda}{\Lambda}$  =  $\frac{\Lambda}$ 

ب ـ التباين داخل المجموعات (التباين الصغير)

= مجموع مربع انحراف قيسم المجموعة عن متوسطها درجة الحرية داخل المجموعات

وهو في هذا المثال = <u>١٠</u>٥٦ = ٢٠٥١

جــ دنسية ت، = التباين الكبير التباين الصغير

وهي في هذا المثال = <u>4 ، ٥٦</u> = ٢,٥٦

د ـ يتم الكشف عن دلالة «نسبة ف» أو «النسبة الفاتية» من الجداول

الخاصة بذلك عند مستوى ٠,٠٠ ومستوى ٠,٠٠ وقيمة دف، الموجودة بالجدول عند ٠,٠٠ تساوي ٢٦,٤، وعند ٢٠,٠ تساوي ٨,٠٢. وعلى هذا الأساس فإن ونسبة ف، المستخرجة من هذا المثال لا دلالة لها من الناحية الإحصائية لأنها أقل من القيمتين الموجودتين بالجدول:

# استخدام تحليل التباين في حساب تجانس العينة

يرمز لمدى التجانس بالرمز ف، ومدى التجانس هو:

فإذا كان الانحراف المعياري للمجموعة الأولى هو الكبير مشلاً فإنه يوضع فوق (في بسط المعادلة)، والانحراف المعياري الثاني الخاص بالمجموعة الثانية فإنه يوضع تحت (في مقام المعادلة).

### مثال:

إذا كان العدد والانحراف المعياري لمجموعتين على النحو الأتي:

ع للمجموعة الأولى = ٣,٢، ن للمجموعة الأولى = ٢

ع للمجموعة الثانية = ٥,٥، ن للمجموعة الثانية = ٥

$$1,19 = \frac{17,70}{11,76} = \frac{7(77,0)}{7(77,7)} = 6$$

د. ح التباين الكبير (المجموعة ذات الانحراف المعياري الكبير)

د. ح التباين الصفير (المجموعة ذات الانحراف المعياري الصغير) = ١- ١ = ٥

قيمة ف بالجدول = ١٩ ، ٥

وبما أن قيمة ف في المثال (١,١٩) أقل من قيمة ف المستخرجة من الجدول، فهي غير دالة فتكون العينتين بذلك متجانستين.

# ثانياً: تحليل التباين المزدوج (البارامتري)

أشرنا عند الكلام عن تحليل التباين أنه يعطي قيمة واحدة هي نسبة وف عند حساب دلالة الفرق بين أكثر من مجموعتين (ثلاث مجموعات فما فوق حسب عينات الدراسة) الأمر المذي لا يمكن استخدام اختبار وت لحساب دلالته. وسواء كان الكلام على اختبار وت أو على نسبة وف في تكوينها البسيط فإن المفارنة تركزت فيهما بالنسبة لمتفير واحد فقط كالعدوان أو الانبساط أو الابتكار أو القدرة اللفظية أو الانتماء . . . إلى الر

لكن في كثير من البحوث يكون من أهداف البحث المقارنة بين ثلاث مجموعات أو أربعة على متغيرين أو أكثر من متغيرين وليس على متغير واحد فقط. ويأتي تحليل التباين من المرجة الشانية أو تحليل التباين المزدوج ليمكن الباحث من حساب دلألة الفرق بين أكثر من مجموعتين على متغيرين أو أكثر.

## تحليل التباين المزدوج «ذو الاتجاهين» (\*)

ويشمل تحليل التباين المزدوج أو ذو الاتجاهين شكلين من أشكال تحليل التباين هما:

 ١ ـ تحليل التباين المزدوج والذي يتضمن درجة واحدة أو قيمة واحدة في كل مربع من مربعات الجدول لكل ناحية أو فرع من فروع كل الجماه من الاتجاهين.

٢ ـ تحليل التباين المزدوج والذي يتضمن وجود عدة قيم في كل صف
 أو عمود خاص بكل فرع من فروع الاتجاهين.

(١) الشكل الأول

تحليل التباين المزدوج مع وجود قيمة واحدة في كل مربع

مثال: وضع باحث أربعة مجموعات من الطلاب كل مجموعة تتكون من ١٠ طلاب تحت ثلاثة أنواع من القيادة: الديمقراطية، والدكتاتورية، والفوضوية ثم قام بقياس الروح المعنوية لديهم في كل ظرف من ظروف القيادة التي تعرضوا لها فكانت كما في الجدول الآتي والذي يتضمن قيماً هي عبارة عن متوسطات للرجات الافراد من كل مجموعة:

 <sup>(</sup>ه) يطلق على تحليل ذو الاتجاهين أو المزدوج Two-Way Analysis of Variance (ارجم للمرجم الثامن العربي في نهاية الكتاب).

بج		، الطلاب	. 1 . 1 . 1 . 1		
<u> </u>	٤	٣	Y	1	أنواع القيادة
100	۳.	٣٠	٧٠	40	١ - الديمقراطية
770	٦٠	40	٥٠	۸۰	٢ _ الدكتاتورية
۳۱.	۸٠	٧٥	٦.	90	٣ ـ الفوضوية
44.	۱۷۰	18.	14.	٧٠٠	4

والمطلوب معرفة هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية في الروح المعنوية لذى مجموعات الطلاب الاربعة بالنسبة لأنواع القيادة الثلاثة.

### الخطوات:

 ١ ـ يتم تصغير القيم بالجدول السابق بهدف تبسيط العمليات الحسابية الخاصة بالجمم والتربيع وذلك بطرح وقيمة ماء يحددها الباحث من كل درجة من الدرجات التي بالمربعات، وقسمة الناتج أيضاً على وقيمة ماء.

 ٢ ـ في العثال السابق سيتم طرح ٥٠ من كل قيمة من القيم التي بالجدول وقسمة الناتج على عشرة.

٣ ـ يتم حساب المتوسط الحسابي العام للقيم التي بالجدول وهو في
 مثالنا:

٤ ـ بعد عملية الطرح والقسمة يصير الجدول الجديد كالآتي:

,		لاب	الط	أنواع القيادة	
_	٤	٣	Y	١	
£,0_	۲_	Y	Y	Y,0_	(١) الديموقراطية
٧,٥	١	۱,۰_	مبقر	٣	(٢) الدكتاتورية
11	۳	۲,٥	١	٤,٥	(٣) الفوضوية
٩	٧	1-	٣		ج

 ٥ - يتم تربيع كل قيمة من القيم السابقة لحساب مجموع المربعات الكلية.

مجموع المربعات الكلية = 
$$[(-0, Y)^{T} + (Y)^{T} + (0, 3)^{T} + (Y)^{T})^{T}$$
  
+  $(0 + (Y)^{T} + (Y)^{T} + (-Y)^{T} + (0, Y)^{T} + (-Y)^{T} + (-Y)^{T})^{T}$   
+  $(Y)^{T} + (Y)^{T} = (Y)^{T} + (Y)^{T$ 

 ٦ ـ يتم حساب مجـ مربع مجموع الدرجات الخاصة بالأعمدة بالنسبة للطلاب مقسوماً على عند أنواع القيادة (عمد الصفوف) - عند القيم التي بالمربعات وهي ١٢ (أي عند الصفوف ٣ × عند الأعمدة ٤ = ١٢).

= 
$$17 - \frac{1(1) + 1(1) + 1(1) + 1(1)}{9} = \frac{1}{1}$$

$$i = 1 \lambda - 1 \lambda = 1 \lambda - \frac{\lambda}{\lambda d} = 1 \lambda - \frac{\lambda}{\xi + 1 + d + \lambda 0} =$$

٧- يتم حساب (عج) مربع مجموع الدرجات الخاصة بالصفوف بالنسبة لأنواع القيادة مفسوماً على علد الطلاب (عدد الأعملة) - ١٢ علد القيم التي بالمربعات وهي ١٢ قيمة (عدد الصفوف ٣ × عدد الأعملة ٤). مجموع المربعات بين أنواع القيادة = <u>[(-٥٠٤)\*+(٢٠٥)\*+(١١)+]</u> - ١٢

 $= 17 - \frac{157.0}{5} = 17 - \frac{171 + 7.70 + 7.70}{5} = 17$ 

= VA, IY - YI = VA, 3Y

٨ ـ يتم حساب (مجـ) مجموع البواقي بالأعمدة وبالصفوف.

= 11 + 7, 0 + (3, 0) + 7 + (-1) + 7 + (-0, 3) + 0, + 11 =

11 = 0,0 - 74,0

٩\_يتم ضرب المجموع في الخطوات ٣، ٧، ٨ في × ١٠٠ كالآتي:

أ\_مجموع المربعات بين الطلاب = ١٠٠ × ١٠٠ = ١٠٠.

ب مجموع المربعات بين أنواع القيادة = ٢٤٨٨ × ١٠٠ = ٢٤٨٧.

جــ مجموع البواقي = ١٠٠ × ١٠٠ = ١٨٠٠.

١٠ \_ حساب درجات الحرية:

١ ـ درجة الحرية بين الطلاب = عدد الطلاب - ١ = ٤ - ١ = ٣.

Y = 1 - 7 = 1 - 1 - القيادة = أنواع القيادة - 1 = 7 - 7 - 7

١١ - يتم قسمة مجموع المربعات في الخطوة رقم (٩) على درجة الحرية في الخطوة (١٠).

١٢ ـ يوضح الجدول الآتي نتائج تحليل التباين السابق.

متوسط مجموع المريعات	د. الحرية	مجـ المربعات	التباين بين:
44,4	٣	1	١ ـ بين الطلاب
1444, •	٧	YEVA	٢ ـ بين أنواع القيادة
۴۰۰,۰	٦	14	٣ ـ بين البواقي
	11	£WVA ·	٤ - بي

۱۳ ـ ولاختبار هل درجات الروح المعنوية تختلف حسب الطلاب يتم قسمة متوسط مجموع المربعات لذى الطلاب على متوسط مجموع مربعات البواقي.

> نسبة وف، بين الطلاب = متوسط مجموع المربعات لذي الطلاب متوسط مجموع مربعات البواقي

> > · , 111 = \frac{\pi\_1, \pi}{p\_1...} =

١٤ ـ ولاختبار هل درجات الروح المعنوية تختلف حسب أنواع القيادة يتم قسمة متوسط مجموع المربعات الخاصة بالقيادة على متوسط مجموع مربعات البواقي.

نسبة وف، بين أنواع القيادة = متوسط مجموع المربعات الخاصة بأنواع القيادة -متوسط مجموع مربعات البواقي

\$ , 14 = 1444 =

 القيمتين اللتين بالخطوتين السابقتين أقبل من الموجودتين في جدول دلالة نسبة وفع (\*\* وعلى هذا الأساس لا يوجد فرق دال بين الطلاب

القيمة الأولى ١٩١١. • عنددرجة حرية ٣ تباين كبير، ٦ تباين صغير وتساوي بالجدول ٤٠٧٦ عـ

أو بين نوع الفيادة في الروح المعنوية وبذلك يرفض الفرض الأساسي
 ويقبل الفرض الصغرى.

### حقائق هامة

يجب أن يوضع في الاعتبار الحفائق التالية:

١ - القيم التي بالجدول الأصلي يمكن أن تكون متوسطات وينظر لكل متوسط
 منها على أنه درجة فردية لأن هذه المتوسطات قائمة على نفس عدد الأفراد.

٢ مقام المعادلة = عند الصفوف × عند الأعمنة.

٣ - التباين = مجموع المربعات لكل مصدر درجات الحرية لهذا المصدر

ع ف = تباين المصدر

(٢) الشكل الثاني

تحليل التباين المزدوج مع وجود أكثر من قيمة في كل صف وعمود

مثال: طبق باحث نفسي ثلاثة اختبارات تقيس الـذكاء اللفظي، والذكاء اللفظي، والذكاء اللفظي، والذكاء العملي، والذكاء العملي، والذكاء العملي، والذكاء العملي المتعادي. ويوضح الجدول الأتي درجاتهم في كل نوع من الذكاء.

عند ٥٠,٠٥ (١٩٥٨ عند ١٠,٠٠ أما القيمة الثانية ١٩،١٣ عند درجة حرية ٢ تباين كبير، ٢ تباين صغير وتساوي بالجدول ١١٤، ٥ عند مستوى ٥٠,٠٥ ١٩،٠١ عند مستوى ١٠,٠٠

مجـ (صفوف)	الذكاء العام	الذكاء العملي	السذكاء اللفظ <i>ي</i>	الذكاء
	٨	٤	٣	(1)
	4	٥	١	رب) المستوى الاجتماعي
	1.	٨	٤	الاقتصادي
	1.	1.	٦	=
	14	٨	٦	المرتفع
1.0	۰۰	٣0	٧٠	÷
	١٢	٥	٤	
	٨	٦	٦	(Y)
	١٠	١.	٦	المستوى الاجتماعي
	11	٧	4	الاقتصادي
	١٣	١٧	11	المتوسط .
14.	00	٤٠	40	4
	4	0	٣	
	٧	۰	٥	(4)
	٨	٨	۲	المستوى الاجتماعي
	11	v	۰	الاقتصادي
	١٠	١٠	١٠	المنخفض
1.0	٤٥	٧ø	40	4
48.	10.	11.	۸۰	عِـ كلي (أعمدة)

والمطلوب معرفة هل هناك فرق لدى الطلاب في نوع الذكاء، أو هل يوجد

فرق في الذكاء بالنسبة للمستويات الاجتماعية الاقتصادية، وما هو التفاعل أي هل هناك تفاعل بين تأثير نوع الذكاء والمستوى الاجتماعي الاقتصادي، وبعبارة أخرى هل تأثير المستوى الاجتماعي الاقتصادي يكون مختلفاً في كل نوع من أنواع الذكاء.

#### الخطوات:

١ ـ حساب مجموع القيم للأعمدة أو للصفوف وهي تكون واحدة.

٠٠ مجموع القيم = ٣٤٠

٢ = حساب مجموع مربعات القيم التي بالجدول بتربيع كل قيمة من قيم الذكاء اللفظي في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المرتفع ، ثم تربيع قيم الذكاء العملي ثم الذكاء العام في نفس المستوى ثم الانتقال إلى قيم كل نوع من الدكاء في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المتوسط ثم في المستوى الاجتماعي الاقتصادي المتخفضة على النحو الآتي :

$$= [(7)^{7} + (7)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}] +$$

$$+ ['(A) + '(A) + '(A)$$

$$+['(1'')+'(1')+'(1')+'(1')+'(1)+'(1)]$$

$$+[^{\tau}(1+)+^{\tau}(4)+^{\tau}(1)+^{\tau}(1)+^{\tau}(2)]$$

$$+ [^{\tau}(\Upsilon) + ^{\tau}(\Upsilon) + ^{\tau}(\Upsilon) + ^{\tau}(\Upsilon) + ^{\tau}(\Upsilon) + ^{\tau}(\P)]$$

$$+ ['(14) + '(14) + '(14) + '(14)] + ((14)) + ($$

٣- يتم حساب مربع مجموع الأعملة (بين الذكاء) مقسوماً على علد القيم في المستوى الاقتصادي الواحد وهو ١٩ (علد الصفوف ٥ × علد الأعملة ٣- ١٥).

مجموع المربعات بين الذكاء = مربع مجموع القيم في كل عمود عندالتيم في المستوى الاقتصادي الواحد

$$YYYY', YY' = \frac{10}{10} = \frac{1100 + 1110 + 120}{10} =$$

\$ - يتم حساب مربع المجموع في الصفوف مقسوماً على عدد القيم في
 المستوى في المستوى الاقتصادي (كالسابق: عدد الصفوف × عدد الاعمدة).

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية =

مربع مجموع القيم في صفوف المستوى عدد القيم في المستوى الاقتصادي الاجتماعي إعدد العفوف ٥)

$$\frac{10}{[(1 \cdot 0) + (17) + (1 \cdot 0)]} =$$

 ه ـ يتم حساب مربع مجموع أعمدة الـذكاء في كل مستوى من المستويات الاجتماعية الاقتصادية وقسمة الناتج على عدد الصفوف وهي خمسة في المستوى الواحد.

مجموع مربع أعملة الذكاء في كل مستوى

$$\underline{\underline{[\ (\xi_0)^{+},(\delta_0)^{$$

400 = 1440. =

 ٦ - يتم حساب مجموع المربعات الكلية بطرح مربع مجموع درجات الجدول مقسوماً على مجموع عند القيم بالجدول (جميع الصفوف وعندها ١٥ × عند الأعمدة ٣ = ٤٥) من مجموع مربعات القيم.

مجموع المربعات الكلية = مجموع مربعات القيم (بالخطوة رقم ٢) ..

# $= rrp\gamma - \frac{(37)^{7}}{63} = rrp\gamma - \Lambda\Lambda, \Lambda ro\gamma = \gamma \ell, Vp\gamma$

 ٧ - يتم حساب مجموع المربعات بين أنواع المذكاء بطرح مربع مجموع درجات الجدول على مجموع عدد الدرجات (القيم) بالجدول من مجموع مربعات الأعمدة بين الذكاء.

مجموع المربعات بين الذكاء = مجموع مربعات الأعمدة بين الذكاء

(الخطوة رقم ۳) مربع مجموع قيم الجدول (الخطوة ۱) عدد الغيم بالجدول

 $= \frac{\sqrt{(\gamma^{*}\xi \cdot)}}{\sqrt{2}} - \gamma \gamma \gamma \gamma^{*}, \gamma \gamma^{*} =$ 

178,88 = Y07A,AA - YVYY,YY =

٨ - يتم حساب مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية بطرح مربع مجموع القيم بالجدول (الخطوة رقم ١) مقسوماً على عدد القيم بالجدول من مجموع المربعات في الخطوة رقم (٤).

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية = ٣٥٩٦,٦٦ – ٢٥٩٨.٨٨

٩ - يتم حساب مجموع مربعات البواقي بطرح مربع مجموع أعمدة الذكاء (الخطوة رقم (٥) من مجموع مربعات القيم (الخطوة رقم ٧) مجموع مربعات القيم مربع مجموع أعمدة الذكاء = ٢٩٦٦ - ٢٧٧٧ = ٢٩٦١.

١٠ ـ يتم حساب التفاعل بطرح مجموع مربعات اللكاء (الخطوة رقم (٧) مضافاً لها مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية (الخطوة رقم (٨) ومضافاً لها كذلك مجموع مربعات البواقي (الخطوة رقم ٩) من مجموع المربعات الكلية (الخطوة رقم ٩).

التفاعل = مجموع المربعات الكلية \_مجموع مربصات المذكاء +

مجموع المربعات بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية + مجمـوع مربعات البواقي = ۲۲,۷۲۲ – (۲۲,۷۲ + ۲۷,۷۸ + ۱۹۲)

ويشير التفاعل Interaction إلى الأثر المشترك الذي يعـزى لمصـادر التباين وهما في حالة تفاعل

 $. A, 4 \cdot = YAA, YY - Y4V, YY =$ 

١١ ـ يتم حساب درجات الحرية .

١ ـ درجات الحرية بين الذكاء = ٣ - = ٢.

ب \_ درجات الحرية بين المستويات الاقتصادية = ٣ - ١ = ٢.

جـدرجات الحرية الخاصة بالتفاعل = ٥ - ١ = ٤.

د\_درجات الحرية الخاصة بالبواقي = ٤٥ - ٩ = ٣٦.

حيث درجات حرية التفاعل تمثل العدد في كل نوع من الـذكاء في المستوى، وحرية البواقي تمثل العدد الكلي للطلاب وهو 20 مطروحاً منه أنواع الذكاء في المستويات الثلاثة وهو 4.

 ١٢ ـ يوضع الجدول التالي نتائج تحليل التباين بين المذكاء والمستويات الاجتماعية الاقتصادية والتفاعل بينها وذلك بقسمة مجموع المربعات على درجة الحرية المقابلة له في الجدول.

متوسط المريعات	د. الحرية	مجـ المربعات	التباين بين:
۸۲,۲۲	۲	178,88	۱ _ الذكاء
17,74	۲	44,44	٢ ـ المستويات الاقتصادية
٧, ٢٢	٤	۸,۹۰	٣ _ التفاعل .
0, 11	. 41	197	٤ ـ البواقي
	ŧŧ	797,17	ج۔ ه

### اختيار دلالة الفرق

 ١ ـ دلالة الفرق بين الطلاب في الذكاء = نسبة وف = متوسط مجموع مربعات الذكاء متوسط مجموع مربعات البواقي

10,11 = AY, YY =

وقيمة (ف) بالجدول عند درجة حرية ٢، ٣٦ عند تباين صغير ٣٦، وتباين كبير ٢ تساوي ٣٦، ٣ عند ٥،٠٥، ٥ عند ١،٠١ أي يوجد فرق بين أنواع الذكاء.

٢ ـ دلالة الفرق في الذكاء بين المستويات الاجتماعية الاقتصادية نسبة

«ف» = متوسط مجموع مربعات المستوى الاجتماعي الاقتصادي متوسط مجموع مربعات البواقي

نسبة وفي = <u>١٣,٨٩</u> = ٥٥,٢

وقيمة وف، بالجدول عند درجة حرية ٢، ٣٦ (إرجع إلى ١ دلالـة الفرق في الذكاء). ونسبة وف، الناتجة وهي ٥٥, ٢ أقل من تلك الموجودة في الجدول أي أن الفرق غيد دال إحصائياً.

٣ - دلالة التفاعل = متوسط مجموع مربعات التفاعل
 متوسط مجموع مربعات البواقي

\*, 
$$\xi * A = \frac{Y, YY}{0, \xi \xi} =$$

والموجودة في الجدول عند ٤ (تباين كبير) ، ٣٦ (تباين صغير) تساوي ٢٠٦٣ عند ٥٠ ، ٢٠٨٩ عند ٢٠٠١

والقيمة الناتجة أقل من التي بالجـلـول إذاً لا يوجـد تفاعـل بين تأثير المستوى الاجتماعي الاقتصادي وبين اللكاء.

# دلالة الفرق بين المتوسطات الحسابية في تحليل التباين

يمكن اختبار دلالة الفرق بين المتوسطات الحسابية في الـذكاء كمـا

۱ ـ متوسط الذكاء اللفظى = 
$$\frac{\Lambda^*}{\Omega}$$
 =  $\pi$ 

$$V, \Upsilon \Upsilon = \frac{1}{2} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

متوسط مجموع مربعات البواقي العدد بالنسبة لأحد أنواع الذكاء (عدد الصفوف جميعاً)

 ٦ - لحساب دلالة الفرق بين أي متوسطين حسابين من المتوسطات السابقة في ١ أو ٢ أو ٣:

مثال: بين الذكاء اللفظي ع ا - م ۲ + الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي متوسط مربع البواقي × ۲

أ ـ الفرق بين الذكاء اللفظي والذكاء العملي

$$= \sqrt{\frac{33.0 \times 77.0}{0.0 \times 7}} = \sqrt{\frac{7}{10.0}} = \sqrt{\frac{7}{10.0}}$$

. 4,40 =

$$Y Y, YY = \frac{Y, Yo}{Y, Y} =$$

قيمة (ت؛ بالجدول عند درجة حرية ٣٦ تساوي ٢٠،٠٠ عند مستوى ،٠٠٠ عند مستوى ،٠٠١ عند مستوى ،٠٠١ عند مستوى ،وبذلك يكون الفرق بين الذكاء اللفظي والذكاء العملي دال عند مستوى .٠٠٠

# ثالثاً: تحليل التباين

# (۱) ذو الثلاثة اتجاهات مع وجود قيمة واحدة بكل مربع (البارامتري)

### Three-Way Analysis of Variance

رأينا في تحليل التباين ذو الاتجاهين أن الذكاء ينقسم إلى ثلاثة أنواع وأن المستوى الاجتماعي الاقتصادي ينقسم بدوره لثلاثة مستويات.

ولا يقتصر الأمر بالنسبة للمتغيرات المدروسة على ذلك بل يمكن أن يهدف الكشف عن دلالة الفرق على وجود أقسام أخرى في جدول النتائج كأن تشمل العينة بالنسبة للمثال السابق (°) في كل نوع من الذكاء على ذكور وإناث أو على ريف وحضر.

#### مثال:

طبن باحث ست وسائل من الوسائل التعليمية هي: المحاضرة، المناقشة، الأفلام، الخرائط، السبورة، البروجكتور، وذلك على أربع مجموعات من الطلاب بكليات الآداب والزراعة والتجارة والهندسة، وكل مجموعة من الأربع كانت تتعلم مادة من المواد تحت ظرفين من الظروف أحدهما فيه ثواب والآخر فيه عقاب. وكانت نتائجهم في تلك المادة التي يتعلمونها كما نص الجدول الآتي:

<sup>(\*)</sup> أفظر الشكل الثاني من تحليل التباين المزدوج.

4, 14	3 %	5		4 -	. m .m	نقا	
41,14	777	7		m -1		ر <del>ة .</del> آ	1
14,14	×,	1,1	-1 -1		٠	ظ	
11,17 14,18 44,18 14,44	144	40	- <			بوان.	
14.44	27	1	-1 m		. 6 6	نها .	
70, 1V 4, TV	101	7	per per	1 <		٠٠ رق	
4,17	9.	1,	m -4	~ ~	1 -1 -1	ئ انھ	
47,77	177	٧.	en -	< 1	کے مد	نواب	
مجموع مربع القيم + ١	مجموع مربع القيم بالجدول	مجموع القيم	ه - السبورة ٣ - البروجكتور	۲ - الاعلام ۴ - الخرائط	١ _ المحاضرة ٧ _ المناقشة	الظروف وسائل التعليم	٠

### الخطوات:

$$= /\gamma \lambda - \frac{(3\lambda\ell)^{\gamma}}{r \times \lambda} = /\gamma \lambda - \frac{r \circ \lambda \gamma \gamma}{\lambda 3}$$

يتم تكوين جدول يشمل مجموع الثواب ومجموع العقاب في الكليات المختلفة بالنسبة لكل وسيلة من الوسائل التعليمية السنة على النحو الآتي: (فمثلاً الرقم ٢٧ يساوي مجموع الثواب في الآداب ٦ + الزراعة ٦ + التجارة ٤ + الهندسة ٦ - ٢٧) وهكذا الباقي.

المجموع	(٦) البروجكتور	(4) السبورة	(٤) الخرائط			(۱) المحاضرة	الوسائل الظروف
1 • 7 VA	31	17	٧٠	14	18	77 1A	۱ - ثواب <sup>(۵)</sup> ۲ - عقاب <sup>(۵۵)</sup>
۱۸٤	77	۲۸	71	41	YA	1.	المجموع

أ يتم حساب المربعات بين الظروف.

$$=\frac{(7\cdot l)^{7}+(\Lambda V)^{7}}{7\times 3}-\frac{(3\Lambda l)^{2}}{7\times 3\times Y}=\frac{17YII+3\Lambda \cdot I}{3Y}-\frac{10\Lambda YY}{\Lambda 3}$$

$$17, TT = V \cdot a, TT - VYI, TI = V \cdot a, TT - \frac{1 V T V \cdot a}{Y \xi} = \frac{1 V T \cdot a}{Y \cdot \xi} =$$

ب \_ يتم حساب المربعات بين الوسائل.

<sup>(</sup>a) حيث أن قيم الثواب بهذا الجدول أصلها في الجدول السابق فالقيمة ٢٧ هي مجموع قيم الثواب الموجودة في الصف الخاص يوسيلة المحاضرة لذى طلاب الكليات المختلفة كالأفي: ٢ + ٢ + 2 + 7 = ٢٧ وهكذا باقي قيم الثواب بالنسبة لباقي وسائل التعليم .
(هه) و بنفس الصورة من قيم الثواب يتم حساب قيم المقاب فالقيمة ١٨ حاصل جمع : ٤ + ٥ +

$$=\frac{(3\lambda t)^{7}+(\lambda t)^{7}+(\lambda t)^{7}+(\lambda t)^{7}+(\lambda t)^{7}+(\lambda t)^{7}}{(\lambda t)^{7}+(\lambda t)^{7}+(\lambda t)^{7}}$$

$$= \frac{177 + 344 + 179 + 344 + 777}{4} - \frac{10477}{4}$$

جـ يتم حساب مجموع المربعات الكلية .

$$= (Y.Y)^{+} + (31)^{$$

$$= \frac{{}^{t}(1 \wedge \xi)}{\xi \wedge} - \frac{{}^{t}(1 Y) + {}^{t}(1 1) + {}^{t}(1 1) + {}^{t}(1 Y)}{\xi}$$

141 + 171 + 171 + 181 + 171 + 774 + 774 + 771 + 181 + 171 + 171 + 181

$$-\frac{7000}{43} = \frac{7000}{43} = \frac{70000}{43} = \frac{70000}{43} = \frac{7000}{43} = \frac{70000}{43} = \frac{70000}{43} = \frac{70000}{43} = \frac{70000}$$

 ٩ ـ يتم عمل الجدول الآتي الممثل لمجموع الثواب على حدة ومجموع العقاب على حدة في كل كلية (أنظر المجموع في الجدول الأول)
 كالآتي:

المجموع	(٤) الهندسة	(٣) التجارة	(۲) الزراعة	(۱) الأداب	الظروف الكليات
1.7	77	40	44	Ya	١ ـ الثواب
٧٨	1.4	٧١	٧١	1.4	٢ _ العقاب
1/18	10	٤٦	۵۰	٤٣	المجموع

أ ـ يتم حساب مجموع المربعات بين طلاب الكليات.

$$=\frac{(\gamma_3)^{7}+(\gamma_3)^{7}+(\gamma_3)^{7}+(\gamma_3)^{7}}{\gamma_1}-\frac{(3\wedge 1)^{7}}{\wedge 3}$$

$$Y$$
,  $YV = V \cdot o$ ,  $YY - V \cdot V$ ,  $o \cdot = V \cdot o$ ,  $YY - \frac{X \cdot A \cdot A}{Y} = \frac{1}{2} \frac{V}{Y}$ 

$$= \frac{n_{\rm cys}}{n_{\rm cys}} \frac{n_{\rm cys}}{n_{\rm cys}} \frac{1}{n_{\rm cys}} \frac{1}{n_{\rm$$

$$=\frac{(T\cdot I)^{T}+(\Lambda \mathbb{Y})^{T}}{3T}-\frac{(3\Lambda I)^{T}}{\Lambda 3}$$

$$= \frac{7777}{27} - \frac{1777}{43} = \frac{7777}{43} - \frac{1777}{43} = \frac{1777}{43}$$

$$= \frac{(47)^{2} + (71)^{2} + (71)^{2} + (17)^{2} + (17)^{2} + (17)^{2} + (17)^{2} + (17)^{2}}{7 + 8} = \frac{1}{2}$$

د\_مجموع مربعات تفاعل الكليات × الظروف =

مجموع المربعات الكلية \_ (مجموع المربعات بين الكليات +
 مجموع المربعات بين الظروف)

$$1, YV = 1A, a \cdot -14, TV = (17, YY + Y, 1V) -14, TV =$$

 ١٠ - يتم عمل الجدول الآتي والذي يشمل جمع الدرجات في كل من الظرفين في كل كلية معاً كالآتي ;

المجموع	الهندسة	التجارة	الزراعة	الآداب	الكليات الوسائل
٤٠	1.	٩	11	1+	١ ـ المحاضرة
۲A	٨	٣	١.	٧	٢ _ المناقشة
۳۱ .	٦	١٠	4	٦	٣_ الأفلام
71	٧	١.		4	\$ - الخرائط
47	٧	١٠	٨	٣	ه_السبورة
77	٧	٤	٧	٨	٦ ـ البروجكتور
1AE	٤٥	73	ó.	٤٣	المجموع

$$=\frac{(+2)^{7}+(\wedge Y)^{7}+(\wedge Y)^{7}+(\wedge Y)^{7}+(\wedge Y)^{7}+(\wedge Y)^{7}}{3\times Y}-\frac{(3\wedge I)^{7}}{\wedge 3}$$

. 10, EY = V.0, YY - VY., VO =

ب\_مجموع المربعات بين الكليات.

$$\mathsf{V} \bullet \mathsf{a}, \mathsf{YY} - \frac{{}^{\mathsf{T}}(\xi \theta) + {}^{\mathsf{T}}(\xi \gamma) + {}^{\mathsf{T}}(\mathfrak{a} \bullet) + {}^{\mathsf{T}}(\xi \gamma)}{\mathsf{Y} \times \mathsf{Y}} =$$

$$\frac{1}{[(1,1)] + [(1,1) + (1,1)] + [(1,1) + (1,1) + (1,1) + (1,1) + (1,1) + (1,1)]}{[(1,1)] + [($$

$$\frac{-\text{ YEV} + \text{ $\xi \cdot \gamma + \xi \xi \cdot \gamma + \xi \cdot$$

$$\forall \cdot , \forall \forall = \forall \cdot \circ , \forall \forall - \forall \forall \forall = \forall \cdot \circ , \forall \forall - \frac{10}{7} = \forall \cdot \circ , \forall \forall \in \forall \forall \forall \in \forall i \in \mathcal{V}$$

د\_مجموع مربعات تفاعل الوسائل × الكليات = ٦٠,٦٧ – (١٥,٤٢) + ٣,١٧) ١٩ ـ فيما يلي جدول النتائج النهائية .

r			
	د. ا <b>لح</b> رية <sup>(*)</sup>	بح. المريعات	
۲۱,۰۰	0 = 1· - 7	1.0, 27	۱ _ بین الوسائل
٠,٧٢	<b>7"</b> = 1 − ξ	۲,۱۷	٢ _ بين الكليات
17,77	1 = j - Y	17,77	٣ ـ بين الظروف
٣, ١٢	10	27,47	\$ _ تفاعل الوسائل × الكليات
	3 + 4 - 4 = 1 - 4 = 4	1, 17	ه ـ تفاعل الكليات×الظروف
1,44	0 = Y - A	7,47	٦ ـ تفاعل
٠,٥٥	١٥	۸,۳۹	٧ ـ البواقي
	ma	1/18	٨_المجموع

(حساب البواقي يتم بجمع من ١ ـ ٦ في الجدول وطرح الناتج من ١٨٤

<sup>(</sup>ه) عدد درجة حرية الوسائل (عدد الوسائل - 1) ، درجة حرية الكليات (عدد الكليات - 1) ، درجة حرية الوسائل × الكليات (عدد صغوف درجة حرية الوسائل × الكليات (عدد الطروف – 1) ، درجة حرية الوسائل جدد أعمدة الكليات + عدد أعمدة الظروف – ٣ = ٣ + ٤ + ٣ – ٣ (واحد للوسائل وواحد للكليات وواحد للظروف) = ١٨ – ٣ = ١٥ ) ، درجة حرية الكليات × الظروف (عدد الكليات + عدد الطروف – ٣) ، درجة حرية الوسائل × الظروف (عدد الوسائل + عدد الطروف – ٣) ، درجة حرية الوسائل × الظروف (عدد الوسائل + عدد الطروف – ٣) ، درجة حرية الطروف – ٣) .

الناتجة في الخطوة رقم ٤ بعد الجدول الأول).

 $44.14 = \frac{11}{100} = 100$  الوسائل = 100.14

٣- دف، بين الظروف= ١٢٠٣٣ = ٢٩٠٦٦

 $0.77 = \frac{9.17}{0.00} = 10$  الكليات =  $\frac{9.17}{0.00}$ 

ه\_وف، تفاعل الكليات × الظروف = ١٠٤٥ = ٥٠٠٠

 $Y,o \cdot = \frac{1.70}{0.00} = \frac{1.70}{0.00} = 1.00$  الظروف =  $\frac{1.70}{0.00} = 1.00$ 

الدلالة بالنسبة للوسائل: قيمة دف، بالجدول عند درجتي حرية الوسائل (١٥٠٥) تساوي ٢،٩ عند ٢٠،٠٥، ٢٥٥، عند ٢٠،١ وبما أن قيمة وف، الوسائل هي ٣٨,١٨ أكبر إذا الفرق دال عند ٢٠،١

الدلالة بالنسبة للكليات: قيمة دف، بالجدول عند درجتي حرية الكليات (٣، ١٥) تساوي ٣,٢٩ عند ٥،٤٢، ٥ عند مستوى ٢،٠٠ . و بما أن قيمة دف، للكليات هي ١٠٣ فإن الفرق غير دال.

الدلالة بالنسبة للظروف: قيمة وف، بالجدول عند درجتي حرية الظروف (١،٥١) أقل من الناتجة وهي ٢٩,٦٦ إذاً الفرق دال عند ١٠،١٠.

الدلالة بالنسبة لتفاهل الوسائل × الكليات: الفرق دال عند ٠,٠١ لأن القيمة الناتجة وهي ٧,٦٥ ه أعلى من الموجودة بالجدول.

الدلالة بالنسبة لتفاهل الكليات × المظروف: الفرق غير دال لأن القيمة الناتجة وهي ٤٥, • أقل من الموجودة في الجدول.

الدلالة بالنسبة لتفاحل الوسائل × الظروف :

الفرق غير دال لأن القيمة الناتجة أقل من الموجودة بالجدول.

**(Y)** 

# تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات مع وجود أكثر من قيمة في كل صف وعمود (المبارامتري)

مثال:

أجرى باحث دراسة على مجموعتين من الأطفال الرضع أحلهما بالريف والأخرى بالحضر، وقد أرضعت كل مجموصة بأحد طرق الرضاعة الثلاث الآتية: عن طريق الثلاي، عن طريق الزجاجة، عن طريق الشدي والزجاجة معاً، كما أن كل مجموعة من مجموعات الرضاعة انقسمت إلى ثلاث مجموعات عمرية هي: ٣ ثلاثة شهور، ٢ سنة شهور، ٢ إثني عشر شهراً. فهل يختلف التأزر البصري الحركي لدى هؤلاء الأطفال الرضع حسب طريقة الرضاعة، وحسب عمر الطفل، وحسب بعد الريف الحضر. كما تتضح نتائج تلك الدراسة في الجدول الآتي:

4 - 4 4	0 m = ===	۴ شهور
~ + m m	~ 0 * *	ائتین ۱۲ شهر
4 4 4 4	4444	الرضاحةبالاثنين ٦ شهور ٢١ م
	11 ** 4	4
m 0 -1 -1	1 11 14 14	الرضاصةبالزجاجة بور ٦ شهور (١٢
		الرض ۳ شهور
440 **	~ ~ 0 M	١١ شهر
m ~ 0 0	4444	الرضاعة بالثني
m 10 1	~ ~ 6 m	۳ شهور
٧ -حضر	١-ريف	طريق - العضر المديث - العضر

# ١ ـ يتم تكوين جدول من السابق يتضمن مجموع قيم الريف في كل عمر معاً ، ويتضمن كذلك مجموع قيم الحضرفي كل عمر معاً أيضاً كما يلي :

ثنين	اعة من الا	الرضا	جاجة	عـةبالز	الرضا	٠ي	ساعة بالثا	) Jan 1997	
۱۲ شهر	٦شهور	۳شهور	۱۲شهر	۳شهور	۳شهور ۲شهور		۲ شهور	۳ شهور	*/ **
10	10	1.	14	١٠	٨	11	١.	١٤	۱ ـ ریف
^	۱۳	١.	٩	10	18	10	17	10	٢ ـ حضر

#### ٢ ـ يتم حساب مجموع المربعات الكلية .

مجموع المربعات الكلية = مربع المعدد في كل صف (٨ صفوف × ٩ أعمدة) في الجدول الأول ـ مربع المجموع الكلي للقيم في الجدول الثاني ٨ صفوف × ٩ أعمدة

$$= [(3)^{7} + (7)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(0)^{7} + (7)^{7} + (0)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (9)^{7} + (3)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (1)^{7} + (1)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (0)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(0)^{7} + (0)^{7} + (3)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(3)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (1)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(3)^{7} + (3)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(3)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7} + (7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7}]$$

$$+ [(7)^{7}]$$

$$\frac{1}{\sqrt{(YYY)}} - \sqrt{40} = \frac{1}{\sqrt{(Y+Y+1)}} + \frac{1}{\sqrt{(Y+Y+1)}}$$

٣ ـ مجموع المربعات بين المجموعات =

(\(\frac{1}{2}\) + \(\frac{1}{2}\) + \(\frac{1}\) + \(\frac{1}{2}\) + \(\frac{1}{2}\) + \(\frac{1}\) + \(\frac{1}\) + \(\frac{1}\) + \(\frac{1}\) + \(\frac{1}\) + \(\frac{1}\

$$\frac{\mathbf{Y}\mathbf{Y}^{\mathsf{Y}}}{\mathbf{Y}^{\mathsf{Y}}} = \frac{\mathbf{Y}}{3} \cdot \mathbf{A}^{\mathsf{Y}}, \forall \mathbf{F}^{\mathsf{F}} = \mathbf{0}^{\mathsf{Y}}, \forall \mathbf{Y}^{\mathsf{Y}} - \mathbf{A}^{\mathsf{F}}, \mathbf{F}^{\mathsf{F}} = \mathbf{Y}^{\mathsf{Y}}, \forall \mathbf{Y}^{\mathsf{Y}},$$

مجموع المربعات داخل المجموعات = ٣٢,٠٧ - ٣٢,٠٧ = ٧٢,٢٥.

#### ٤ ـ ويوضح الجدول الأتي النتائج السابقة.

	متوسط مجموع المربعات	د. الحرية	مجمــوع المربعات	التباين بين:
1	١٫٨٨	14=1-14	47, 0	١ ـ بين المجموعات
1	1,44	٥٤	٧٢,٢٥	٢ ـ داخل المجموعات(البوافي)
I		٧١	1.5,44	

ه ـ يتم جمع العدد في كل طريقة من طرق الرضاعة بجميع الأعمار في
 كل من الريف والحضر كما يتبين بالجدو ل الأتى :

المجموع	الشــدي والزجاجة معأ	الزجاجة	الثدي	طريقة الرضاعة ريف ـ حضر
١٠٨	٤٠	۳۰	۳۸	١۔ريف
110	۳۱	۳۸	٤٦.	۲۔حضر
775	٧١	٦٨	٨٤	

٦ ـ مجموع المربعات الكلية =

$$1\xi, \forall Y = \forall 1 \cdot, \forall \lambda - \forall \cdot \theta, \xi 1 = \forall 1 \cdot, \forall \lambda - \frac{\lambda \xi \forall \theta}{\lambda \xi} = 0$$

$$= \frac{1}{1} \frac{$$

$$= 74 \cdot , 7 \wedge -\frac{(\vee \vee)' + (\vee \vee)' + (\vee \vee)}{37} =$$

$$=\frac{17971}{39}$$

٩ مجموع مربعات تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر = مجموع

العربعات الكلية - (مجموع العربعات بين الريف والحضر + مجموع العربعات بين أساليب الرضاعة) =

 ١٠ ـ يتم جمع العدد في كل فشة عمرية بالريف والحضر كما في الجدول التالى:

المجموع	۱۲ شهر	۲ شهور	۳ شهور	العمر ريف _حضر
1 • A	٤١	40	44	رىف
110	44	££	74	حضر
***	٧٣	V4	٧١	المجموع

١١ ـ مجموع المربعات الكلية =

$$-\frac{(VT)^{+}(VA)^{+}(VA)}{YE} = NT$$

$$1,727 - 1,77$$

۱۳ ـ مجموع المربعات بين الريف والحضر = (نفس نتيجة الخطـوة رقم ۷) = ۱۹ ، ۹۸ ، ۰

$$\Lambda, 1 \cdot 4 = Y, 1Y1 - 1 \cdot , YY' = (\cdot, 7\Lambda) + 1, \xi\xi \cdot )$$

١٥ ـ يتم عمل الجدول الآتي أساليب الرضاعة والعمر من الجدول
 الثانى الذي تم تكوينه من الجدول الأول.

المجموع	الشدي والزجاجة	الزجاجة	الثدي	إساليب العمر الرضاعة
٧١	٧٠	44	79	۳ شهور
٧٩	47	40	77	۳ شهور
٧٣	44	٧١	44	۱۲ شهر
444	٧١	٨٣	٨٤	المجموع

١٦ \_ مجموع المربعات الكلية =

$$- \ \lambda \mathcal{F}, \ \bullet \ \mathcal{F} = \frac{17 \mathcal{F}_0}{\Lambda} - \lambda \mathcal{F}, \ \bullet \ \mathcal{F} = - \lambda \mathcal{F} + \lambda \mathcal{F}$$

١٧ ـ مجموع المربعات بين الأعمار = (نفس النتيجة في الخطوة رقم
 ١١.٤٤ = ١٠٤١

 ١٨ ـ مجموع المربعات بين أساليب الرضاعة = (نفس النتيجة في الخطوة رقم ٨) = ٢ ، ٢ . ٣

١٩ مجموع مربعات تفاعل الأعمار × أساليب الرضاعة = ١٢,٩٤ ١٩ - ١١,٩٤ - ١١,٩٤ ١٩ - ١١,٩٤ -

#### ٢٠ ـ يتم من النتائج السابقة عمل جدول تحليل التباين الأتي:

	د . الحرية	مجمسوع المربعات	التباين بين:
۳,۰۱۰	r=1-r	7, . 7	بين أساليب الرضاعة
١٨٢,٠	1=1-4	٠,٦٨١	بين الريف ـ الحضر
٠,٧٢٠	Y=1-4	1,88.	بين ألأعمار
٤,٠١٠	7=1-14	۸٬۰۲	تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر
\$,.05.	<b>∀=</b> 1 − <b>∀</b>	A,114	تفاعل الريف حضر × الأعمار
	£=Y-7	٤,٤٨٠	تفاعل الأعمار × أساليب الرضاعة
٠,٨٣٠	£=4,-1	4,44	تفاعل أساليب الرضاعة × الريف
			حضر × الأعمار
1,77	οį	٧٢,٢٥	البواقي
		1.1,77	المجموع الكلي

والبواقي التي في الجدول السابق هي نفسها البواقي التي في الجدول الموجود بالخطوة رقم 3. وقد استخرج تفاعل أساليب الرضاعة  $\times$  الريف حضر  $\times$  الأعمار بجمع مجموع المربعات من 1-7+1 البواقي وطرح الناتج من المجموع الكلى.

وبالكشف عن دلالة نسبة وف، نجد أنها داللا فقط بالنسبة لما يلي:

١ ـ تفاعل أساليب الرضاعة × الريف حضر.

٢ \_ تفاعل الريف حضر × الأعمار.

(۵) حيث إن أساليب الرضاعة ٣+ الريف حضر ١+ الأعمار ٣=٧.

جداول قيم نسبة دفء

į,					کود	اين ال	a . E							* Jà
20	١٣	11	1+	4	Α	٧	3		8	۳	¥	١.		ų
*,**	741 71-7				999 { A.P.o					* 1 %				
	19081													
:;:;	۵۷۰۶ ۱۵۰۷۲	4)41 11/41	۸۷۸ ۲۲ر۲۲	۸٫۸۱ ۲۷٫۲۱	45AE 17589	444 17 <b>.</b> 44	451.E 1751.1	۱۰۱۶ ۲۸٫۲۶	የትል፣ የትል፣	9,7A 89,63	4,00 T-461	۱۰۰۱۲ ۲۲ر۲۲	7	
333	۱۹ره ۲۹ره ۱	۱۹ره ۱۱را ۱	۹٫۹٦ ۱۵٫۵۶	1 18511	6 -ر3 - هر 12	۶۰۰۲ ۱۴٫۹۸	1511 1971	1,511 10,01	7,54 10,94	7,019 11 11	1,14 16)	4774 t	١	
	1,714 1,41													
33	1,	1,+7 1,79	1,-7 7,47									474 E		2.5
*,**	754V 198V	7,10 1,00	7,37 1,37	4,1A 1,11	734¢ 734¢	7,73 7,	7,4V 7,1%	7,4 V 7,6 %	6,1¥ A,Aa	1,T+ 4,E+	٤٧٤ ٩٠٠	0,0 Q 14,140	٧	. Inda
*,**0	75TA 15TY	137E	737 E 93 AY	7,79 4,41	7,18 %-4	7,4+ 7,14	۲ <sub>2</sub> 0Α ۲ <sub>3</sub> ۲۷	7,11 1,15	-F3A-E V3 = E	1,- V V,• \	8,67 A,710	055 1754	A	i,
3, 1	7, · V	751+ 251A	7217 4277	7314 0360	7,17 1,67	7,79 9,37	7,44 1,4 ·	7,4A 2,+3	7,37 3,67	7,43 7,44	8,7% A,+7	1100 1000	٠	
1911	7,41 1,71	739 E 639A	7,4 V 4,4 P	79+7 6940	73- X	7,15 9,71	7,44 0,54	7;77 0,71	T3 & A 43 % %	7,71 -1 <sub>9</sub> 00	631° 7307	EAN Tront	1.	
• • • • • • • • • • • • • • • • • • •	7, VA 8, 8 -	1,47 2,47	۲٫۸۹ ٤,۰٤	7,4 + 1,47	759 0 2574	Yy+1 EyAA	P3 - 4 03 - 15	7,7+ 0,77	7,5% 9,5%	7309 7377	7,4A 7,7.	5,84 0,70	11	
*,**	1,74 1,17	1,YY 1,YY	1,77	7,A+7 171,3	7,A+	7,47 1,40	t,at	7,11 0,11	7,75 0,65	7,29 0,90	734A 7347	UTT	17	
131 t	7,41 7,41	4,34 4,-4	7,7¥ 2,1•	1,41 6,14	7, 77 1, 7	7348 8348	7,47 ,17	Py+Y LjAY	7,1A	T,11 4,71	7,A+	4,14 1,14	18	

جداول نسبة دفء

3		د . ح . التياين السكيو.												
NIA.	80	•••	4	1	٧٠	0.	į.	۲.	Ťŧ	۳-	17	11	ن	
				7 + T							747 1174		,	
- 9+8 - 9+3	1 %++ 1 %++	1900 1900	19)24 19)24	19,14	14)6A 14)64	19.EV 19.EA	14,67	1461	100 100	1901	1011 1011	145EY 446E	٧	
											43°24 ۲۲٫۸۳		۳	
											0 ,A E			
											4,1.0 9,7.4			
											7,4 Y			2.3
											7, E 4 1, F V			[1]47
											7,7 ·			1,
											7,4.A 7.P(1			
											7 1 A F			
											7,4. 1,41			
											7,1.4 7,1.8		11	
*,***											7,01 7,7A			

## مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

ł,		د . ع . التباين السكور												
lay's	14	11	1.	4 -	A	٧	1	•	1	۳	٧	1	ية ن	- 1
ه در . ۱ در ،	7,108 7,108	7 ot 7 7 At 7	7 J. 1 7 J. 2	ه ۱ ر ۲ ۲ • د ۶	ع در ع ع در ع	7 VC 5 A TC 3	0 Ac 7 7 Bc 3	7257 7763	7211 9317	7,76 0,07	7, Y£	E, % ·	12	
ه در ه ۱ در ه	136A 7327	1 0c 7 7 7 7 7	ه مر <del>پ</del> ۵۰ کر <del>پ</del>	9 AL Y	7 JUL 1 JUL 3	۰ ۷۰ ج ۱ اد ا	7 24 Y 7 76. 3	1 84 7 Fall \$	7,+4 6,44	7379 7367	7,7 A 7,7 Y	6,01 4,1A		
	7 M Y 8 m C T	196. P	7 JAA 7 JAA	۵ د ۲ ۷۷د ۲	۹ مر ۷ ۱۸۹ ۲	7,77 6,317	1 VE	9 AL Y	۲,۰۱ 1,۷1	7378 9378	7,77 7,77	6,69 45.05	"	
	43c7.	7 JE 1 TOL 1	6 \$ر ۲ 4 مو ۲	- OC Y AFL 7	ه در ۲ ۲۷۹ تا	7 32 Y 7,2 T	۰۷۰ ۲ ۱۰۱۰	F.JE1	7.A3 777.3	737 + 131 A	T, 4%	1,10 A,10	14	
1	777E 77C¥	7 7 7 Y 12 C T	1 3c Y 1 oc Y	7367	1 oc 1 1 oc 1 1 oc 1	7 00 A	7 JE 7	17.47	7 25 T A AC 2	1318 1318	7,00 1,01	6,67 A <sub>2</sub> 7 A	14	
، بر ، ا در ،	7 JF 8	7 25 F	7.57A 7.36.7	7 JE7	7 78 A 17,71	7 .01	7 297	1 2 4 1 1 1 C 2 1	7 ) ( 1 1 1 1 1 1 1	7,18 0,11	7,01 0,11	4,7A A21A	u	e . 1
	47.17 18c7	7 28	7 JF V	1 28 P	1 pg 1	7 a 7 1 V C 2 L	7 J'.	۷۲ . در با	7 AC Y 1	153+ 154.0	7,11 0,4	1,80 14,1	r.	My I
ا بر د در د	1 2 2 3 1 1 2 4 3 1	14 . 14 s	1 3 C T	7 JF 3 C 7	اور الا ا در ا	1 JL 7	1 Ja	1 2 3 1 1 2 3 1	1 AL 7 A	79. Y 83.AY	7,17 0,7/	45.7	71	ŧ.
. ,.	14c7 14c7	7.37	۰۷ و ۲ ۲۷ و ۲	7 . Y 7 . 7	ار تا . اد تا	۱۱ د ۱۲ . مر ۲	AC 24 9 C & A	4.7	1 1 2 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	63+1 63A1	7,t	1,0°	11	
. ,.	1 674.	7 . Y 1 . Y	7. 74. 7 a.	4 7 7 7 7	77.77. 30.7	4 7 JA 1 V JO	T	100	۸ر ۲ <u>۱</u> ۲۰ تا ۲	77.1 1,1	7,1	1, T	4	
بر . در .	16.7 e	1 C 7 A	4 T - 1	7 C 7 Y	7.7	اد ۲ در ۲	77.7	14.7	۷ر ۲ ۲ ۲د ا	Y3. 1,7	77,5	1,1 1,1	7,1	
بر . در .	1 TJ4	7 .T	7 . T &	14. 2 P 14. 2 P	7C 7A	14 · 74 15 16 17 17 17 17 17 17 17 17 17 17 17 17 17	100	4 T JT	برج ر. اد ا د ا	1 134 131	Y,1	: \$\display.		
	1679	4 7 y 1	7, 7 A	1 T JT	7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7	7 7 7 P	1 27	4 Y J	4 7 7 4 7 7 1	1 6	A 751	17 (,1 17 (7,1	77	

# مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

1					کور	باين الــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	d . c	. 3						درجا
27.5	00	•	γ	1	٧.		1.	۲.	9.7	7.	11	11		سرا ئىية
		7312 730 Y												
1911 1911	71-1 1,41	7,49 7,49	7,1 ° 7,1 Y	7,18 7,9 Y	7,10 7,10	7,1 Á 7,- v	7,7 t 7,1 T	7,74 7,7	1374 1374	7,77 7,77	7,579 7,64	7,67 7,43	۱.	
134.8 131.1	7,-1 7,70	73-7 7344	τ, - ε Υ, λ -	1317 1387	83 · 4 73 64	7,17 7,17	7,17 7,11	7,1 ·	757E 751A	7,7A 7,7+	7,7° 7,7°	73TV 73E#	11	
*,* *	1,47	1,4V 7,11	1,94 T,V+	7,+7 7,71	7,+1 7,74	۸ - ر۲ ۲۸ر۲	7,11 7,17	₹31.0 ¥30.0	7319 731 A	7,77 7,13	7,79 7,77	7,77 7,70	17	
*,**	1,17	1;47 7;04	1,4 e 7,1 Y	1,9A 7,7A	7,** 7,¥1	73 · E 73 <sup>V</sup> A	τ,• γ τ,Ατ	7,11 7,11	1510 1510	Y, 14 V, 14	151 a 151 a	1,11 1,17	3 A	
191.0	1388 1369	1.4+ 7,4							7,1 T 7,1 T				14	2 . 2
*,***	3,46 7,47	1,4* T,88	1,4 Y T, E Y	1,4 · 7,• T	1,4 T 7,0 T	1,47 7,17	1,44 1,14	73° E 7,77	Υ <sub>3</sub> +Α Τ,Α٦	7317 7311	T,1A T,+ =	7,17 7,17	۲.	Pi-jo
*,** *;**1	ነቃሉ ነ የታሮን	1,4 Y 7,44	1,42 7,27	1,8Y 7,1Y	1,84 1,01	1,17 1,08	1,41 7,17	τ,•• Υ,¥τ	τ <sub>3</sub> - α τ <sub>3</sub> λ ·	7, . 4 7, A A	7,1 e 7,1 1	7,7 + 7,+ Y	۲۱	1
•3• 8 •3• 1	1,44 1,21	1,A · 7,77	1,41 7,24	15A1 13EY	1,AY 1,17	1391 7,07	1,4T T,#A	1,4 A 7,7 Y	Y, Y = 1	1, 2 V	7,12 7,14	7,3A 7,• 7	**	
*,* * *,* }	1,77 7,77	1,44 t	, V4	, AY 1	,AE ,41	1,44 7,24	1,41 7,07	1547 1577	757	[5-1 [5AV	7,3 + 1,4 4	1,11 1,54	**	
•5• t	1,74 7,71	1,76 T	1,77	,TT	, A T	1,61 1,61	1,41	1544 1544	1,44 1	() + 1 () Y & 1	73 - 4 1 73 - 4 1	7,18 7,18	۲.4	
-,- a -,- 1	1, Y 1 7, 1 Y	1,77	1,74 1 1,57 1	,74 ,74	1,A+ 1,E T	1,A1 7,E+	1,44	1,1.T 1,4.E	1353 1 1357 7	',;;;	() = 3 () A 1	(,) ) (,),()	۲.	
• • • • • • • •	1929 7917	19¥ • 1 791 = 1	1947	و ۲۷و ۱ ه ۲و	944	1947 7977	1340	1,4 · 1,0 ·	3,50 I T,0A I	1,11	73 + 4 73 Y Y	541 541	*1	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفاتية

Г	1				_	- 6	Late				-		_		_
1	Ş	-					جاين -	٠. د					_	چ <b>ا</b> ت ت	در
100	-	17	11	1.	1	A	٧	1	١.		7	٧	1	رية ت ت	
1.3		7 11	12.13	۰ ۲٫ ۲	9 9 į. 9	7,50	1,77	۲٫٤٦	Y 50 Y	٧٠. ٢	7.43	T : T a			٦
1		1	1.3		, ,,,	, ,, ,	1311	7,01	2784	6917	137.	۹3ر ه	414	**	
1.	• •	7 31 7	1 23 0	Y ,14	7 78	1,114	272	136.1	۲ در ۲	Y ,VY 1	Y 35.	T JE 4	1 74 1		
1				, ,,,	, ,,,,,	7777	1761	7007	۲۷۲۲	1 . · Y	۷ هز ۱		1771	74	-
13		7 -11	7,16	1 114	7 777 7	4767	Y 270	Y 36Y	¥ 30 £	۰ ۷ <u>۲</u> ۲	7 34 7	7 78 7	LIFA		-
1	•		1		, ,,,	' ' ' '	1 71 1	۱.۵۴۰	LIAL	17.8	1 10 1	. 7£ £	۰۲۲	"	
13	• •	9 °C Y 1 AC Y	¥1,14	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	1,11	7 37 9	7 57 2	7 36 7	Y 34 Y	7 279	1397	7 38 1	۱۵۱۷	<sub>r</sub> .	-
										7 . 5					-1
1.3	: 1	Y oc Y A A E Y	7.31 ·	3 1c Y	7.314	7 37 0	777	ا دور ۲ د د د	7 Je 5	1 / 1 V 1 (1	1,90	١٧٤٠	410	,,	1
															4
		1 76.4	7 4	7 1 L Y	7 -1 7	7.4.6	7 78.7	7 37 A	1364	1 o 1 c 1	186	7¥ A	317	re i	۱:
															٧
. 3.	1	7 244	٧.٧٨	7,4,7	13961	13.1	1 J T A 1	17 17 17 17 17 17 17 17 17 17 17 17 17 1	LAIC 1	1 77C 1 1 PAC 1	JA 7 r	727	311	rs   3	ş
														- 13	ìl
. 3.	- 1	7 274	7 ,70	7 24 7	1343	3.4	1010	77 77	, E 1	7 7 FC 7 3 FAC 7	7 0 Ac.	JE 1	110	r, 1	4
	- 1			- 1	- 1		- 1	- 1	- 1	,,,,	- 1		ı		П
	٠,	7.377	1 37 7	1		34 4 1	371	3747	ا د در ۱۱ در	FJATE	JF 1 0	JIA	50	ŀ	1
. 3.	٠.	1 255	7 , 1 7	الديرا	وأددم	, , y	راءين	-F Y Y		, , , , ,					1
. 3.	٠.	171	7 3V ·	1 7 7 7	JAN 1	1,54.3	١٠١٤	٦٢٦٠	18 10	3A+ 8	284	3101	72.7	17	۱
٠,٠	٠	4 PL 1	ا ۱۰ در ۲	اه در ا	1,3.	122	, V T T		36.7	Y 400 1	41	.v.l.	3.3		ı
. 3.	١	7 17 7	1 A FC Y	۲ ۲۰۷۰	144	74 B PC	J. V	37 1	34.4	AVA	.77	317	376	14	
٠,٠	۰	1.49	٠ ۲	1 30 2	J . 4	31 1	37 7 7	۲ - ۳ز	111	,,, 4	JAIF	37.1	3		1
1.3.	1	137.	7 ,73 7	1344	AYY	A 1 1	30 0 1	74.46	36.4	24.4	JT &	21.1	38.1	1	ı
٠,٠	٠.	1,517	1.03	13.81	۱ ۸۰۸	1 8 TC	3818	JF - 1	36 1 1	J0 7 T	7 - 45	314	3- 8		t
	'	A oc. 7	7,71	1 JV-1	7 * 4 4	34 - 7	J. 8	71.1	147	,76	٥ ۲ ۲ر	J- A V	314	"	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

1		-			کی	بإين ال	- c						اد	£ .
37.6	-	4	1,11	1	Ye	••	EN	۲٠	7.8	e.	13	14	, .	ų
. j. a . j. 1	۱۶۷۷ ۱۰۲	1 71A 7 11 <sub>4</sub> 7	۷۱ر ت ۱۱ر ۲	176	۲۷ر ۱ ۲۰ز ۲	۱ ادر ۱ ۲ (۲ ت	3 Ac 2 A Tc 7	1 JAA 7 3C Y	۱۹۲ ۲ ۱۹۵ ۲	1 24Y 7 24Y	4 3+ 4.	A+c T T Ac T	77	
										1 JA1 1 JA1			YA	
										\$ ڳوڻ ۷ مُر ۲			24	
• J• 8 • J• 1	1,717 1 oc 1	1,74 1,47	۱۶۹۲ ۲۰۰۷	1.254 1.257	1 34 E 1 1 C T	1 /41 17c7	1 ,74 7 ,F4	غ هر و ۱۳۵۵ م	3 JA E Y	۹۴ر ۱ ۵۵ر ۲	1.35A 7.77	۱۰c ۲ ۲۷٤ ۲	۲.	
• J• • • J• 1	1 .0 T 1 .0 T	1971	152 7 m V	1 27 Y	1,711 1,711	۶۷۱ ا ۱۹۰ ۲	۲,۷۱ ۴۰ر۲	1 JA T 7 JT E	7 AL 7 73c 7	1.ار.ا 1.ار.ا	۹.۷ و ۲.۲ ۲	1 او 7 ۲۰۷۰	۲ï	
• J• 0 • J• 1	۷ مر ۱ ۱ اگر ۱	1 JAN 1 JAR	1941 AP4.1	5 37 E 7 3 C T	۱ ۱۷۲ ۵ د ۲	۲۱ر ۲ ۱۰۱۰ ۲	1.74	۱ ۵۸ ۰ ۲ تار ۲	1 A4 1 A9c 7	1 JA9 7 JE V	ه ۱۹۰۹ ۵ مر ۲	د مر غ ۱۱ د ۲	£1	1
• J• }	ه در ۱ ۷ هر ۱	۱ مار د ۱ مار د	۱عرا 13ر1	۱۹۱ ا ۲۰۰ ۲	1310 1311	1,14 7,17	1941 7914	1 JV 1	۱ A۲ ۱۵ کار ۲	LJAY TJET	۹.۳ ر ۲ د ۲	1 .75A 7 .77	73	. الباين قصو
. J. 6	۱۰ مر ۱ ۱ هر ۱	۵ مر ۲ ۲ هر ۱	۲۰۱۲ ۱۶۹۰	1 ,11 · 1 ,1 V	1,117 1,3-+	۱۳ر و ۱۸-۱۳	1 ,V1 7 ,14	1 3¥1 1 34 7	۰ غر ۵ ۲٫۳۷	1 JA 0 7 JE 0	1,917 1 oc 1	7 J.C. T 7 OC T	TA	Ţ
2.1	1 /41	7,48	۸۸ر ۲	1,91	1 14 4	ه در لا	7,11	f .jV +	7.174	3 Ac 1 4 T L T	1,49	7 367	t+	
۱ ،ر ۰	YACE.	۱ ۸۰ ۱	ه الر ا	1,51	1.41	¥ + ₹	۸۰۰ ۲	۲ ۱ ر ۲	F 357	۲ ۸۱ ۱ ۱ ۲ ۲ ۲	1,111	) در ۲	4.1	
311	۰۷, ۱	۸۷۵	1341	۸۸ر ۵	171	7,11	7,5.7	10،	TUTE	1 JA 1 257 Y	1 10.7	۲ در ۲	11	-
201	۲۷ر ۱	۱۵۷۱	1,41	۲۸, ۱	1,41	1,514	121	7,117	1 18.6	- AL F	F.7E T	7 70 1	17	
3.1	1 24 e 1 27 e	1 ) 1 Y 1 Y Y L	۰ ۵۰ ۱ ۷۸ ا	7 OC 1	7 01, 5 AAL 2	175 E 175 E	1718	۷۰ اد ۲ ۱۱۱ تا	۲۰ ۲ ۲۰ ۲۰	7 JY4	13A1 13C1	۱۰۱۰ ۱۵۲۲	£A	

مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

٩		د . ع . التباين السكور						در چات سرية					
97.62 67.62	17	11	1.	•	A	٧	1	٠	ı	٣	٧	1	ين د
									7 0 T 7 VV T				••
									# + L T A / L T				
									1 30 ¥ T310				1.
									7.487 7.487				10
									Y				٧.
									AJLY FPLZ				۸۰ -
									7.3L2 7.3+3				7. PAS
	7 AC 1	7 AL 1	5 24 • Y 36 Y	1 40 1307	7 o 1 7 o 1 c 1	4 - 6 7 PVC Y	Y 11.Y 9 Pc Y	7.5T9 7.51 Y	7.5E V	7./\A 7./\4	7 J. Y AYL S	YPLY Allr	🗓
ه در ه ۱ در ۱	7 AL 1	4 AL F V 7L V	1 JA 9 1 J4 1 1 J4 1	۱ اورا ۲ د ۲	7 J + + 7 J + 7	7 J. Y 7 J. Y	7.517 7.517	7.57 Y 7.51 E	7.16 P 2.16 P	4344 4341	7.3+7 1.5Y+	7341 1341	
	* AL !	7 AL 1 3 TL 7	1 JA V 1 3 L T	1.94.7 7.94.7	4.Pc.f • FLT	7 J+ 0 7 VY	7318 739+	7.372 7.311	TJET TJET	1 */LT AALT	ا 1 درج 1 الادرة	7 AL 7	۱۰
ه در . ۱ در ا	۸۷د ا ۲۲د ا	۱ ۸ر ۱ ۲ د ۲۲	0 At. 1 7 7t. 7	1,19 +	1 24 7 0 00 7	734 F 737 9	7 / ¿ Y • A L Y	7.577 7.577	7,5P4 7,5P3	7 / L 7 7 / L 7	4 1 C 3	7.4.7	
1	1 247	* At 1 F 7 t 7	) AL f \$ TL T	7 A& 1 7 3 4 1	9 PL   7 PL Y	7 jo 7 7 jo 7	7.J\ 7.Ac.Y	7 27 7 7 2- 6	47c Y 27c Y	4 74 1 4 74 1	T J C T	**************************************	,
	1 2 7 6	۲۷۹ ۱ ۲۶۲۶	77AT7 17C7	1 Ac 1	1 pt 1	7 J+ 1 1 J+ 1	9 o c Y • Ac T	1,1°1 7,1°1	7 54 V 7 54 T	7./L.T AY6.T	T 35.5 L 35.5	1 AL T 1 PL F	

# مستويات الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية

3					کرد	بإين الـــ	d . 5						در جات حدة
\$2.00 \$4.00 \$6.00 \$4.00 \$6.00 \$4.00 \$4.00 \$4.00 \$4.00 \$4.00 \$4.00 \$4.00 \$4.00 \$4.00 \$4.00	17	11	1+	4	A	٧	1	•	1	٧	¥	-	حرب قسية ت
										4 JY4 17 1			••
										۷۸ ت ۱۹ د ۲			
										14c 7			1.
										۰ ۲۰ ۲ ۱۰ د ۲			٦.
										3 A L Y A * L B			٧.
										7 7 Y T			٠
										7.Y.Y			3. India
- 31 a 1 st	1 JAT 7 JTT	1 JA 1	1 JA 1 T JE V	1 4 0 7 0 t T	7 o 1	A - L 7	7 / L T	7379	131c7	7.57.6	7 . V	7 / 1 Y	- [3]
										23			
	4 AL F	1 14.1	7.AL 1	1 1/4 1	1,124	7 J. 0	1318	7.573	rues	o're I		- MAN	
. ,	۸۷ ۱	۱,۸,۱	امدر	١٨٠		731 7	اءاذا	777	1,714	- 1	٦. ۲	PAR.	
. ,	, ,,,,	١,,,,	1 34 6	ا ۲۸۰۰		٠,٠٠	.,,,	1 3 7 7	TJEA	- 1	,	138.0	
										raya t			-

#### استخراج قيمة وف، من الجدول:

ويمكن استخراج قيمة وفء من الجدول الخاص بذلك على النحـو الآتر:

أ\_ نبحث عن درجة حرية التباين الكبير في المكان الخاص بذلك في
 الجدول (١ - ٥٠٠) أي في الأحمدة.

ب ـ نبحث عن درجة حربة التباين الصغير في المكان الخاص بذلك
 في الجدول (الجدول) (١ - ٢٤) أي في الصفوف.

جـ نبحث عن الخلية التي تتلاقى عندها كل من درجة حرية التباين الكبير ودرجة حرية التباين الصفير ونجد أن بهذه الخلية درجنان العليا وتمثل قيمة وف: عن مستوى ٥٠,٠٥ والسفلى وتمثل قيمة وف: عند مستوى

هـ ـ وفي مثالنا السابق نجد أن الخلية التي تلتقي عندها درجة حرية التباين الكبير وهي ٢ ودرجة حرية التباين الكبير وهي ٩ هي الخلية التي تصل فيها قيمة وف، عند مستوى ٥٠,٠٥ وعند مستوى ٨٠,٠٠

### أمثلة وتمارين محلولة

١ ـ أحسب هل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين المجموعات الأربع
 الاتة.

			, 👾
د	<b>-</b>	ب	1
٣	4	8	٥
٣	٧	٣	٥
٣	4	٧	٨

ل طبق باحث استياناً للاتجاهات على ثلاث مجموعات من الطلبة
 في كليات مختلفة فكانت درجاتهم كما يلي أحسب هل هناك فرق دال في

		اتجاهاتهم .
<u>ج</u> ـ	ب	ţ
Y	£	٧
٣	7	1.
٣	٧	1.
٧	4	11
7	4	14

#### حل التمرين الأول

۵	-	ب	1
٣	۲	٥	٥
٣	*	٣	٥
٣	Y	٧	٨
4	7	10	بح = ۱۸
۳			M

$$9. 299 = \frac{7+6+7+7}{3} = 71 = 3$$

١ ـ حساب مجموع مربع انحراف القيم عن المتوسط العام (التباين العام)

$$^{T}(1-)] \times [^{T}(Y-) + ^{T}(Y-) + ^{T}(Y-)] \times [^{T}(Y+) +$$

Y = -curly orange of the oran

 $^{9}$  حساب مجموع مربع انحراف قيم كل مجموعة عن متوسطها (أي حساب التباين الصغير داخل المجموعات) = [(- ١) + (- ١) + (- ٢) + (- ١٠) + ((صفر)) + ((- ٢) + (- ٢) + ((صفر)) + ((صفر)) + ((- ٢) + (- ٢) + ((صفر)) + ((صف())) + ((صف()

+ (صفر) ا + (صفر) + [(صفر) + (صفر) + (صفر) +

= [۱ + ۱ + ۱ = ٤] + [صفر + ع + ٤] + [صفر + صفر] [صفر + صفر].

٤ ـ حساب درجات الحرية:

أ ـ حساب درجة التباين الكبير بين المجموعات = عدد المجموعات -١ = ٤ - ١ - ٣ - ٣

ب - حساب درجة حرية التباين الصغير داخل المجموعات = ن ١ - ١ + ن ٢ - ١ + ن ٣ - ١ + ن ٤ - ١ = ٣ - ١ + ٣ - ٣ - ١ + ٣ - ١ - ١ = ٢ + ٢ + ٢ + ٢ = ٨.

جــ درجات الحرية الكلية = عن القيم - ١ = ١١ - ١١ = ١١.

٥ ـ ويتم حساب قيمة وف، كما يلي:

أ ـ التباين الكبير (بين المجموعات) = ١٠ = ٥-

 $1, vo = \frac{18}{\Lambda} = (1, vo = \frac{18}{\Lambda}) = \frac{1}{\Lambda}$ 

جــ دنسبة فع = ٢٠٠١ م. ه

الدلالة: بالكشف عن قيمة ونسبة ف، في الجدول السابق في العمود

الثالث أي عند درجة حربة التباين الكبير ٣ وفي الصف الثامن أي عند درجة التباين الصغير ٨ نجد أن الخلية التي تلتقي عندها هاتين الدرجتين من درجات الحرية هي الخلية التي يكون مستوى ٢٠,٥ عندها مساوياً ٢٤,٧ والتي يكون مستوى ٢٠,٥ عندها مساوياً ٢٤,٧ والتي يكون مستوى ٢٠,٥ عندها مساوياً ٥٠,٥ وعلى هذا الأساس نجد أن ونسبة في في مثالنا هذا لها دلالة عند ٥٠,٠ لأنها أن من تلك القيمة الموجودة في الجدول وهي ٨٠,٨ وليس لها دلالة عند ١٠,٠ لأنها أقل من المقيمة الموجودة في الجدول عندها ويه ١٠,٥ لا

	حل التمرين الثاني	
ج	·	†
٣	£	٧
۲	*	1.
٣	٧	1+
٧	4	11
7	4	14
٧.	40	محد ٥٥
	ت = ۱۰ غ	م: مجموعات
		م: عام = ۱۰ <u>۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ ۲ </u>

١ \_ حساب مجموع مربع انحراف القيم من المتوسط العلم (التباين

$$\begin{split} & | \mathsf{Idd} \rangle \,, \\ & = \left[ \left( \mathsf{oub}_{i} \right)^{7} + \left( + \right)^{7} + \left( + \right)^{7} + \left( + \right)^{7} + \left( + \right)^{7} \right) \right] + \left[ - \right]^{7} \\ & + \left( - \right)^{7} + \left( \mathsf{oub}_{i} \right)^{7} + \left( + \right)^{7} + \left( + \right)^{7} \right] + \left[ \left( - \right)^{7} \\ & + \left( - \right)^{7} + \left( - \right)^{7} + \left( - \right)^{3} \right)^{7} + \left( \mathsf{oub}_{i} \right)^{9} + \left( - \right)^{7} \right] = \left[ \mathsf{oub}_{i} + \left( + \right)^{7} + \left( + \right)^{7} \right] + \left( \mathsf{oub}_{i} \right)^{7} + \left( \mathsf{oub}_$$

<sup>+ (-</sup> ه)\* + (- ٤)\* + (صفر)\* + (- ۱)\* ] - [صفر [ 9 + 1 + صفر + ٤ + ٤ ] + ١٨ + ١٨ + ١٨ + صفر + ١] = ٩٥ + ١٨ + ٧٧

\$ \_ حساب درجة الجدية كما يلى:

أ ـ حساب درجة حرية التباين الكبير بين المجموعات = ٣ - ١ - ١ - ٢

ب ـ حساب درجة حرية التباين الصغير داخل المجموعات = 0 - 1 + 0 - 0 + 0 - 0 + 0 - 0 + 0 - 0 + 0 - 0 + 0 - 0 + 0 - 0 - 0 + 0 -

جـ حساب درجة الحرية الكلية = ١٥ - ١ = ١٤.

٥ ـ حساب قيمة ونسبة ف، كما يلى:

أ حساب التباين الكبير = ١٠ = ١٥

 $\xi$ ,  $\alpha = \frac{\alpha \xi}{v} = \frac{\alpha \xi}{v}$ 

١٠ = قيمة حساب نسبة ف = قيمة حساب

 ٦-حساب الدلالة = بالكشف في جدول قيم وت، نجد أن قيمة وت، المستخرجة من المثال لها دلالة عند مستوى ٥٠,٠١

## خامساً المقارنة الزوجية

## بين المتوسطات في تحليل التباين

قدم توكي Tukey (190٣) (190٣) اختباراً سماه Hsd واختصاراً لـ significant test وذلك للمقارنة بين كل متوسطين وللكشف عن الدلالة يبغهما. ويكون الفرق دالاً بين المتوسطين إذا كان الفرق بين المتوسطين مساوياً أو يزيد عن قيمة Hsd والتي تحسب عن طريق المعادلة الآتية:

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات من خلال التباين داخل المجموعات أو:

حيث ق = العدد في أحد المجموعات.

١ - في المثال الأخير السابق حله (التمرين الثاني) كانت قيمة التباين
 داخل المجموعات (التباين الصغير) 6, \$ والعدد في كل مجموعة ٥.
 و بذلك تكون قيمة:

$$\gamma, \cdot \gamma = \xi, \cdot o$$
 =  $\frac{\gamma, \gamma o}{o}$  =  $\frac{\gamma(\xi, o)}{o}$  = HSD

٢ - في المثال السابق (التمرين الثاني ضمين الأمثلة والتمارين المحلولة) درجة حرية التباين الصغير = ١٢. نقرم بالبحث في جداول دلالة اختبار وت: المقابلة للرجة حرية ١٢ عند مستوى ٢,٠١، ٥٠،٠٥ عند تساوي في هذا المثال ٢,١٢ عند ٢,٩٢٠ عند ٢,٩٢٠ عند ٢٠٠٠٠.٠٠.

تقوم بعد ذلك بضرب قيمة Hsd (٢٠,٠١) السابقة في كل قيمة من
 قيم (ت) السابقة عند مستويات الدلالة الثلاثة وهي:

أ ـ ضرب قيمة Hsd في قيمة وت: عند ه٠٠٠ = ٢٠١٧ × ٢٠١٢ = ٢٠٢٠. جـ ـ ضرب قيمة Hsd في قيمة (ت: عنــ ١٠٠١ × ٢٠٠١ = ٤٠٠١. ٢٠٠٥ - ٨٠٩٠

٤ ـ نقوم بعد ذلك بحساب الفروق بين المتوسطات الثلاثة وهي:

- = V - V = - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |

ب \_ الفرق بين متوسط المجموعة أ والمجموعة جـ = ١٠ - ٤ = ١٠

جـ الفرق بين متوسط المجموعة ب والمجموعة جـ = ٧ - ٤ = ٣.

مـ بالنظر للفروق بين المتوسطات في (٤) وبالنظر لفسرب قيمة
 ظيمة من قيم وت في (٣) تجدأن الفرق بين المتوسط في
 المجموعة أوالمجموعة جديساوي ٣ وهو أكبر من قيمة ضرب Hsd في قيمة
 وت عند مستويين للدلالة ٥٠,٠٥٠ .٠٠

٦ ـ هناك فرق دال عند مستوى ٠,٠١ بين متوسط أ ومتوسط جـ

Runyon. fundamentals of bebavioral statistics, second : عن ) (édition, addison Wesley London, 1973, p. 223.

ويذكر مؤلف الكتاب السابق أن أدوارد Edwards في كتابه:

Statistical methods for Behaviorls Sciences, New York 1968.

قد قام بتقديم عرض لاختبار بارتلت Bartlet عن تجانس التباينات.

<sup>(</sup>ه) وكذلك بضرب قيمة (عمة الله عند مستوى ٢٠٠١ - ٢٠ ٢ ٢٠١٩ = ٨٦٩.٥.

## التباين داخل المعياري = التباين داخل المجموعات المحدوعات

٢ ـ تحسب الفجوة الدالة = قيمة الخطأ المعياري في رقمين ثابتين هما
 ١,٩٦٠ . ١,٤١.

٣- إذا كانت قيمة أحد الفروق بين متوسطات المجموعات (كما في \$ السابقة) مساوياً أو يزيد عن الفجوة الدالة كان الفرق بين هذين المتوسطين دالاً.

#### ثالثاً

## المقاييس اللابارامترية Non-parametric Measurement

مقدمة: من المعروف أننا نستخلم اختبار وت T. test لمعرفة الفروق بين متوسط مجموعتين وذلك إذا كان التوزيع اعتدالياً. أسا إذا كان عدد العينة صغيراً والتوزيع غير اعتدالي Non-parametric فإن استخدام الأساليب المبارامترية (اختبار وت» والمتوسطات) يصبح مضللاً. وللالك فإن الأساليب اللابارامترية هي التي تمكننا في هذه الحالة من المقارنة بين العينات التي على هذا النحو، وحساب القروف الدالة بينها، وذلك دون افتراض اعتدالية التوزيع في العينات الأصلية Populations ويطلق على هذه الأساليب: الأساليب اللابارامترية أو الأساليب المستقلة التوزيع Non-parametric or والأساليب كابارامترية أساسية مثل: اختبار الوسيط والذي يستخدم الوسيط والذي يستخدم الوسيط والذي يستخدم في المجموعات المستقلة مثل ريف حضر، أو ذكور إنك، وعلى اختيار مجموع الرتب إيضاً.

### (١) اختبار الوسيط The Median test

مثال: أراد باحث نفسي إكلينيكي اختبار أثر أحد الأدوية المهدة على رعشة اليد، فأعطى الدواء لـ 18 أربعة عشر مريضاً نفسياً (مجموعة تجريبية) ثم اختار 1٨ ثمانية عشر مريضاً متساويين مع المرضى الذين أعطوا الدواء في السن والجنس وأعطوا دواءاً آخر مضراً لليد واعتبرت هذه المجموعة ضابطة (مجموعة ضابطة).

ولفد تم قياس الرعشة باختبار ثبات اليد. ويتضح فيما يلمي درجمات المجموعتين.

المجموعة الضابطة (ن = ١٨)	المجموعة التجريبية (ن = ١٤)
٤A	۰۳
40	44
11	77
44	44
44	<b>£</b> Y
£ •	۵۸
٥٩	££
۰۳	<b>Y</b> A
۰۸	04
£Y	7*7
٧٠	4.4
٧١	44
97	£3
£7.	F3
11	
17	
7.7	
۳۰	

وخطوات حساب الدلالة بين درجات المجموعتين في المثال السابق باعتخدام اختبار الوسيط كما يأتي:

١ - اعتبار المجموعتين مجموعة واحدة وليس بينهما فرق (الفرض الصفري).

٢ ـ ترتيب درجات المجموعتين ترتيباً تنازلياً أو تصاعدياً.

٣- تحديد الوسيط على أساس أنه القيمة الوسطى، بحيث أن عدد القيم إلتي قبله تساوي عدد القيم التي بعده، وفي حالة وجود أكثر من قيمتين وسيطتين يتم جمعهما وأخد متوسطهما. والموسيط في مثالنا هذا يساوي 8,62.

٤ - يتم حساب انحراف الدرجة في كل مجموعة على حدة عن الوسيط و يوضع علامة (+) أمام الدرجة إذا كانت تنحرف انحرافاً موجباً عن الوسيط، وعلامة (-) أمام الدرجة إذا كانت تنحرف انحرافاً سالباً عن الوسيط كما يلى:

ة الضابطة	المجموع	المجموعة التجريبية				
۱۸ =	= ð	1 & = 3 /				
(العلامة)	(القيمة)	(العلامة)	(القيمة)			
-	٤A	+	٥٣			
+	70	-	44			
+	77	+	74			
-	۳۸	-	٣٦			
	۲۳	-	٤٧			
_	10	+	٥٨			
+	09	-	11			
+	٥٣	-	٣٨			
+	øA	+	04			
_	11	-	۳٦			
+	٧٠	-	£ Y			
+	٧١	_	43			
+	70	_	13			
_	٤٦	-	٤٦			
+	0.0					
+	71					
+	7.7					
+	۰۳					

 ه ـ إذا وجدأن قيمة من القيم تكون مساوية للوسيط فإن معنى ذلك أن الفرق بينها وبينه ستكون مساوية للصفر، وبما أن هذه القيمة أي الصفر لا يمكن أن تصنف في فئة + أو – فيتم شطبها من القيم . ٦ \_ يتم بعد ذلك تحديد عند العلامات السالبة وعدد العلامات الموجبة
 في كل مجموعة وهي كما يلي في المثال السابق :

المجموعة	+	
(١) التجريبية	ź	1.
(٢) الضابطة	14	٦

٧ ـ يعد جدول آخر ٢ × ٢ يحدد فيه عدد العلامات الموجبة في كل مجموعة وفي المجموعتين ، وعدد العلامات السالبة في كل مجموعة وفي المجموعتين وذلك على النحو الآتى:

مجموعات مج	-4	أعلى من الوسيط	أقل من الوسيط	المجموعات عادة
		+	-	
(۱+ب)	18	ځ (ب) (د) ۱۲ (د).	۲ (م) ۲ ۲ (ح)	(٢) ضابطة
(أ×ب×ج×د)	44	17	17	*
	(أ+ب+ج+د)	(ب + د)	(-+1)	مجموعات مجـ

٨ ـ و بعد ذلك يتم تطبيق القانون الآتي:

ن = عدد أفراد المجموعة الكلية (٣٢).

أ = أي أن الفرق بين القيم التي تكون بين هذين العمودين لا بدأن
 تكون موجية .

ا د = حاصل ضرب عدد علامات ا × عدد علامات د.

ب حـ = حاصل ضرب عدد علامات x عدد علامات حـ.

أ ب = حاصل جمع علامات أ + ب.

حد + د = حاصل جمع علامات حد + د .

أ + حـ = حاصل جمع علامات أ + حـ.

ب + د = حاصل جمع علامات ب + د.

٩ ـ وفي حالة وجود تكرارات في الجدول أقـل من خمسة تطبيق

المعادلة المصححة للمعادلة السابقة على النحو الآتي:

$$\frac{(i^{2}_{+},-|x-y-x|)}{(i+y)\times(y+1)}$$
 کا المصححة =

حيث أن:

ي = عند أفراد المجموعة الكلية مقسوماً على ٢.

 ١٠ ـ ونظراً لوجود أحد التكرارات الأقل من خمسة بالجدول السابق فإنه يتم تطبيق معادلة كا المصححة السابقة وذلك على النحو الثالي:

$$\frac{\gamma \gamma \left( \frac{1}{1} + \frac{3}{1} + \frac{1}{1} \right) - \frac{\gamma \gamma}{\gamma}}{\gamma \gamma \gamma \gamma \times \lambda 1 \times 31}$$

کا<sup>†</sup> المصححة = ۲۲ (۱۸) کا

کا المصححة = ۲<u>۲۵۱۲</u>

كا المصححة = ٢١٥١٢

كا المصححة = ٢,١٧.

١١ ـ يتم بعد ذلك حساب درجة الحرية = عدد المجموعات - ١
 وتساوى في هذا المثال: = ٢ - ١ = .

 ۱۲ ـ وبالكشف عن قيمة كا بالجدول عن مستوى ۰,۰۱ نجد أنها = ۲,۲۳ وعند ۰۰,۰۵ وذلك أمام درجة الحرية واحد.

١٣ ـ وبما أن قيمة كا' المستخرجة من مثالنا أقبل من القيمتين الموجودتين بالجدول الفرق غير دال إحصائياً أي أن لا أثر للدواء على رعشة المد.

يذهب والكر Walker في كتابه Statistical Inference ص ١٠٣ إلى أن كا لا نكون دقيقة مع اختبار السوسيط إذا كان عدد العينة صغيراً في المجموعتين.

مثال أن يكون عدد أفراد العينة أقل من ١٠ ويجب هنــا البحـث عن وسيلة مناسبة.

#### (٢) اختيار مجموع الرتب

ويستخدم اختبار مجموع الرتب The Sum of Ranks test الختبار الفرق الخاص بأنه لا يوجد فرق دال بين المجموعتين، ويشير ذلك بأنه يتطلب اختبار أثناثي الذنب الواحد رأو الطرف

الواحد) One-tailed test يعني أن مجموعة أعلى أو منخفضة عن المجموعة الأخرى.

مشال: أراد مدرس أن يكتشف تأثير الواجبات الإضافية في مادة الإنشاء فقسم فصله لقسمين بكل منهما ١٠ عشرة تلاميذ وقد وضع التلاميذ عشوائياً بكل قسم. وقد كانت المجموعة الأولى هي المجموعة التجريبة التي أعطيت واجباً إضافياً، والمجموعة الثانية هي المجموعة الضابطة التي لم تعط واجباً إضافياً. وبعد ثلاثة شهور طبق اختبار في الموضوع على المجموعتين وكان عدد المجموعة التجريبية كما هو ١٠ عشرة بينما نقص من عدد المجموعة الشابطة اثنين بسبب الفياب والمرض. وفيما يلي درجات المجموعتين ورتبتهما.

الرتب	درجات المجموعة (٢)	الرتب	درجات المجموعة (١)
٨	٤١	4	44
٤	77	10	٥٣
Y	TT	14	٤٧
17	00	۵	۳۸
1.	£ £	14	73
٣	40	14	٥١
1	4.4	1.6	7.7
٧	£ •	17	4+
		11	٤o
جمرع ۵۱	الم	ا بموع <u>۱۲۰</u>	<b>44</b>

وقد تم في البداية ترتيب الدرجات ١٨ الثمانية عشر ترتيباً تصاعلياً من الصغير للكبير ثم أعطيت لها الرتب الخاصة بها بحيث أعطيت أصغر درجة الرتبة ١، والتي تليها الرتبة ٢ وهكذا وفي المثال نجد أن الدرجة الصغرى هي ٣٢ ولذا أعطيت الرتبة ١، والدرجة الكبرى هي ٢٣ ولذا أعطيت الرتبة ١٨. ثم تم بعد ذلك عزل رتب كل مجموعة على حدة على النحو المبين سابقاً .

$$= 1 \vee 1$$
 , elhasicle ilminis  $\frac{\wedge 1 (\wedge 1 + 1)}{Y} = 1 \vee 1$ 

ويتم حساب قيمة اختبار مجموع الرتب بتطبيق المعادلة الآتية على كل مجموع من مجموع الرتب.

$$Y, YY = \frac{e}{YY, o} = \frac{(19) \cdot (17) \cdot Y}{19 \cdot X \cdot Y} = 1$$
 قيمة اختبار مجب  $Y = Y$ 

$$Y, YY - = \frac{a \cdot -}{YY, a} = \frac{(14) \wedge -01 \times Y}{\frac{14 \times A \times 1}{Y}} = Y$$
وقيمة اختبار مجد را ج

وبالنظر في الجدول الخاص بمستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب، وثنائي الذنب نجد أن قيمة ٢٦, ٧ لها دلالة إحصائية عند درجة الحرية ١٦ (١٨ - ٢ = ١٦).

جدول دلالة اختبار واحد أو ثنائي الذنب

		مستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب							
	1,1110	.,	٠,٠١	.,.40	٠,٠٥	٠٠,٠١٠	د. ح		
ĺ	مستوى الدلالة لاختبار ثنائي الذنب								
	٠,٠٠١	1,11	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠, ٢٠			
	777,714	77,700	۳۱,۸۲۱	17,7.7	7,712	۳,۰۷۸	١		
Ì	41,044	4,410	7,470	٤,٣٠٣	7,47+	1,447	۲		
	77,441	0,811	٤,٥٤١	4,141	7,707	1,774	۳		
	۸,٦١٠	8,718	۳,۷٤٧	۲,۷۷٦	7,177	1,044	٤		
Į	7,804	٤,٠٣٢	4,410	Y,0V1	Y, . 10	1, 277	0		
Ì	0, 204	٣,٧٠٧	4,154	٧, ٤٤٧	1,454	1, 881	7		
l	0, 2 . 0	4, 199	Y,44Y	7,770	1,140	1, 510	٧		
I	0, . 21	4,400	7,141	7,7.7	1,470	1,447	٨		
l	£, YA1	4, 40.	4,441	4,414	١،٨٣٣	1,474	4		
l	٤,٥٨٧	4,114	4,771	۲,۲۲۸	1,417	1,477	1.		
Į	٤,٤٣٧	4,117	۲,۷۱۸	7,7+1	1,797	1,477	11		
Ì	1,414	٣,٠٥٥	Y, 7A1	7,174	1,741	4,404	11		
ł	٤, ٢٢١	4, 11	Y,70.	7,17.	1,771	1,70.	18		
l	٤,١٤٠	Y,47V	7,771	Y, 120	1,771	1,480	18		
l	٤,٠٧٣	4,484	7,317	7,141	1, ٧٥٣	1,481	10		
1	٤,٠١٥	7,471	۲,۰۸۳	4,14.	1,784	1,447	17		
	7,170	Y, 141	٧,٥٦٧	7,110	1,720	1,777	17		
L									

تابع جدول دلالة اختيار واحد أو ثناثي الذنب

مستوى الدلالة لاختبار واحد الذنب								
1,110	1,110	٠,٠١	.,.40	٠,٠٥	٠,١٠	د. ح		
مستوى الدلالة لاختبار ثنائي الذنب								
٠,٠٠١	1,11	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠, ٢٠			
۳,۹۲۲	Y, AYA	7,007	7.1.1	1,74	1,44.	1.4		
٣,٨٨٣	7,471	7,074	7, 197	1,774	1,444	14		
٣,٨٥٠	Y,A£0	Y, OYA	Υ,٠٨٦	1,770	1,440	٧٠		
4,414	7,881	4,011	۲,۰۸۰	1,771	1,444	٧١		
4,744	7,414	Y,01A	Y, +V£	1,717	1,441	**		
4,717	۲,۸۰۷	Y,0	4, . 44	1,718	1,414	٠ ۲٣		
7,V10	7,747	Y, £41	7, 175	1,711	1,414	Y£		
7,770	Y, VAV	٧, ٤٨٥	7, 171	١,٧٠٨	1,417	40		
4,4.4	7,004	4, 244	7, 107	١,٧٠٦	1,410	77		
٣, ٦٩٠	4,771	٧,٤٧٣	7, .07	١,٧٠٣	1,418	YV		
٣,٦٧٤	7,77	٧,٤٦٧	٧,٠٤٨	1,711	1,414	Y۸		
4,709	7, ٧0٦	7,577	٧,٠٤٥	1,199	1,411	74		
7,787	4,000	Y, 20V	7, . £ Y	1,797	1,411	٣٠		
7,001	4,4.8	7,277	7, . 71	1,788	1,4.4	٤٠		
4,54.	۲,٦٦٠	7,79.	٧,٠,٠	1,771	1, 797	٦.		
7,777	7,717	4,404	1,44.	1,704	1,744	14.		
7,741	7,077	7,777	1,471	1,750	1,444			
	L							

# رابعاً: حساب دلالة النسبة المثوية The Significance of Percentage

تعتمد الكثير من البحوث خاصة التي تتطرق لمجالات قياس الرأي العام والاتجاهات على النسب المثوية. كما أن كثيراً من النتائج التي يتسم عرضها في بعض هذه البحوث لا تكون إلا على صورة نسب مثوية لمن اجابوا بنعم على سؤال ما في أحد المجموعات ولن أجابوا بنعم على نفس السؤال في عموعة أخرى. أي تكون المقارنة بين النسب المثوية للذكور والنسب المثوية للإناث فيما يختص بمتغير من المتغيرات. وأحياناً تكون المقارنة داخل المجموعة الواحدة بين من أجاب بنعم على السؤال الأول في أحد الاستبيانات ومن أجاب بنعم على السؤال الثاني في نفس الاستبيان، ويكون المعدف في البحث معرفة الدلالة بين النستين.

وفي حالة المقارنة بين النسب في المجموعتين يكون حساب الدلالة الإحصائية للنسب غير المرتبطة، وفي حالة المقارنة بين النسب داخل المجموعة الواحدة يكون حساب الدلالة الإحصائية للنسب المرتبطة.

أولاً حساب الدلالة للنسب المثوية غير المرتبطة ونعرض فيما يلي ثلاثة طرق يختار الباحث من بينها أيسرها له في الخطوات: مثال: طبق استبيان على مجموعتين أحدهما من المرضى والأخرى من الأسوياء وكان عدد المرضى وه خمسون، وعدد الاسوياء ١٠٠ مائة. فأجاب عشرون من المرضى بنعم على أحد أسئلة الاستبيان، كما أجاب ٤٥ خمسة وأربعون من الأسوياء بنعم على نفس السؤال. فهل هناك فرقاً له دلالة إحصائية بين من أجابوا بنعم في المجمزعتين على هذا السؤال.

١ ... الطريقة الأولى: وخطواتها ومعادلاتها كما يلى:

١ نحسب النسبة المثوية لمن أجابوا بنعم في المجموعتين على النحو
 الآتر.:

أ ـ النسبة المثوية لمن أجابوا بنعم على السؤال من المرضى:

 $\frac{1}{2}$   $\frac{1}$ 

ب \_ النسبة المثوية لمن أجابوا بنعم على السؤال من الأسوياء:

1/40 = 1 · · × 40 =

٢ ـ نحصل على النسبة المثوية ١ (P 1) حسب القانون الآثي:

١ × النسبة المثوية للمجموعة ١ + ن ٢ × النسبة المثوية للمجموعة ٢
 ١ + ن ٢

٣ ـ نحصل على النسبة المئوية ٢ (P2) حسب القانون الأتي:

1 - ۱۰۰ - النسبة المثوية / (١) .

و بتطبيق ذلك على المثال السابق:

 $!^{(4)}/_{0}$ ,  $V = \xi \gamma', \gamma' - \gamma \cdot \cdot = P2$ 

(\*) ثم تقريب النسبتين المثويتين الأولى من ٣٠٣٤ إلى والثانية من ١٠٦٥ إلى ٥٥.

$$\frac{1}{\left[\frac{1}{10} + \frac{1}{10}\right] \text{P1} \times \text{P2}} = \text{P1 P2}$$

و بتطبيق ذلك على المثال السابق.

1, 1 + 1, 1 × Y × Y 10 1 = P1 P2

. . " × Y ( a ) V = P1 P2

VY, 07 /= P1 P2

.A, aV = P1 P2

ديتم بعد ذلك حساب الفرق بين النسبة المئوية أ والنسبة المئوية ب
 و بتطبيق ذلك على المثال السابق أ ، ب تكون النتيجة .

الفرق بين النسبتين المثويتين أ، ب من الخطوة (١) = ٤٠ - ٤٠ = ٥.

٦ ـ يتم بعد ذلك قسمة الناتج من الفرق بين النسبتين المئويتين (في الخطوة رقسم ه) على الناتج في P1 P2 (الخطوة رقسم ٤) للحصول على الناتج في Critical Ratio ) وذلك حسب القانون.

النسبة الحرجة أو CR = الفرق بين النسبتين أ، ب

وفي مثالنا السابق نجد أن قيمة CR كما يلي:

٧ - تعتبر النتيجة التي في الخطوة السابقة:

أ-دالة عنده ٠,٠ إذا كانت هذه النتيجة تتراوح بين ١,٩٦ - ٢,٥٧. ب-دالة عند ٢٠,٠ إذا كانت هذه النتيجة مساوية لـ ٨,٥٨ فما فوق.

٧ - الطريقة الثانية: وخطواتها كما يلي:

مسريعة النابية وحقواتها كما يتي: أ-معادلة النسبة الحرجة لدلالة النسبة المثوية:

 $\frac{\text{tup } 1 - \text{tup } - \frac{1}{1}}{\text{tup } 1 + \frac{1}{1}} = \frac{1}{1}$ | tup | The property | The pr

حيث أ = النسبة الأولى.

حيث ب = النسبة الثانية.

حيث ن ١ = العينة الأولى.

حيث ن ٢ = العينة الثانية.

ب ـ وحساب النسبة الحرجة من نفس المثال السابق.

$$\frac{63 - 13}{\text{limps lbec, es}} = \sqrt{\frac{63 (11 - 63)_{+} (3 (11 - 13)_{+} (3$$

$$\frac{\frac{(1\cdot)\xi\cdot}{\gamma\cdot} + \frac{(00)\xi0}{\xi0}}{\frac{1}{1}} = \frac{0}{1}$$

وهمي غير دالة إحصائياً حسب الخطوة رقم (٧) في الطريقة الأولى.

٣ - الطريقة الثالثة: وخطواتها كالآتى:

٠ , ٤٥ = 
$$0.0$$
 = ١٠٠ × نسبة من أجاب بنعم من الأسوياء  $\frac{-0.5}{1.1}$  × ١٠٠ =  $0.3$  \( \text{/\*}

$$\frac{1}{2}$$
 (atc is a  $\frac{1}{2}$ )  $\frac{1}{2}$   $\frac{1$ 

$$\frac{\bullet \cdot \bullet \vee \cdot \bullet \cdot \vee \bullet}{\bullet \cdot \vee \bullet} = \frac{\bullet \cdot \bullet \cdot \vee \bullet \cdot \vee \bullet}{\bullet \cdot \vee \bullet}$$

وهي غير دالة حسب الخطوة رقم (٧) في الطريقة الأولى.

تعليق على الطرق الثلاثة: اتفقت في أن النسبة الحرجة غير دالة بصرف النظر عن قيمتها.

استخدام النسبة الحرجة في المقارنة بين درجات فردين.

ويذكر ماكنمار في كتابه:

Mc nemar, G: Psychological Statstical, New York, Johnwisley & Son 1957, 53-154.

أنه يمكن استخدام النسبة الحرجة (.C. R.) للمقارنة بين درجة فردين (النجم والمنبوذ في الاختبار السوسيومتري مثلاً) باستخدام المعادلة الآتية:

Himse Here 
$$= \frac{1 - \sqrt{5}}{3\sqrt{1 - \sqrt{1 - \sqrt{5}}}}$$

حيث ع = الانحراف المعياري للمجموعة التي ينتمي لها أ، ب على الاختبار.

ر = معامل ثبات الاختبار.

٢ ـ رقم ثابت (فردين أ، ب).

# ثانياً: حساب الدلالة للنسبة المئوية المرتبطة

كما سبق الإشارة فإنه يمكن حساب دلالـة النسب العشوية داخـل المجموعة الواحدة بالنسبة لمتغير من المتغيرات.

مثال: أجابت مجموعة من ٢٥٠ من الطلبة على السؤالين الآتيين في أحد الاستبيانات.

س (١): هل تحدث لك حالات من الصداع؟

أجاب ١٥٠ بنعم

وأجاب ١٠٠ بلا.

س (٢) هل تخاف من التواجد في الأماكن المزدحمة؟

أجاب ١٢٥ بنعم،

وأجاب ١٢٥ بلا.

#### الحل:

١ ـ يتم وضع النتائج للسؤالين في الجدولين التاليين للتبسيط.

الجدول رقم (١)

*	تعم	A	ر المن (۱) س (۲)
140	1	40	نعم
170	۵۰	٧٥	K
40.	10.	1	بج

وقد تم توزيع النتائج الـداخلية في المربعـات من مجـاميع الأعمــدة والصفوف كالآتي:

١ ـ طرح مجموع العمود الأول من مجموع الصف الأول للحصول
 على القيمة الأولى بالصف الأول ١٠٥ - ١٠٥ .

٢ ـ طرح القيمة التي تم الحصول عليها من الخطوة السابقة من مجموع الصف الأول للحصول على من أجابوا بنعم على السؤالين ١٢٥ ٢٥ ـ ١٠٠ -

٣ ـ طرح القيمة الناتجة في الخطوة الأولى من مجموع العمود الأول
 للحصول على من أجابوا بلا على السؤال الأول وبلا على السؤال الثاني ١٠٠
 ٧٥ = ٧٥.

4 ـ طرح القيمة الناتجة في الخطوة الثانية من مجموع العمود الثاني
 للحصول على من أجابوا بنعم على السؤال الأول وأجابوا بلا على السؤال
 الثاني ١٥٠٠ - ١٥٠ = ٥٠

الجدول رقم (۲)

٢ ـ يتم حساب النسبة المثوية للنتاثج التي في الجدول رقم (١) كالآتي:

المجموع	ثعم	K	(1) <i>m</i> (Y) <i>m</i>
7.0 •	(أ) ½\$ •	۱۰٪ (ب)	نعم
7.00	(ج)٪۲۰	(۵)٪۲۰	У
7.1	% <b>1</b> •	7.8 •	المجموع

٣- يتم حساب معامل ارتباط فاي .Ph C. من الجدول السابق (انظر في الجزء الخاص بالإحصاء التطبيقي كيفية حساب معامل ارتباط فاي) وقيمة المثال السابق = ٤١. . .

٤ - يتم حساب النسب المئوية للإجابات كما يلى:

أ\_النسبة المثوية (١) لمن أجاب بنعم على السؤال الأول =  $\frac{10.7}{70.7}$  × 10 = .70.7

ب- النسبة المتوية (٢) لمن أجاب بنعم على السؤال الثاني = ١٠٠ × ١٠٠
 ١٠٠ × ١٠٠

 ٥ ـ يتم عمل تقدير للنسبة بحساب المتوسط للنسبة (١)، (٢) في الخطوة السابقة كالآتى:

٨ \_ تطبق معادلة النسبة المثوية الآتية.

الفرق بين النسبة (۱) ، (۲) النسبة (ا) ، النسبة (ا) ، النسبة المثوية = 
$$\sqrt{\frac{Y \times \text{lim, i}(Y)}{\text{lim, in}(Y)}(1 - \text{and lift})}}$$

الفرق يكون دالاً عند ه • , • لو بلغت قيمته من ١,٩٦ إلى ٢,٥٧ . ويكون دالاً عند ١٠٩. • لو بلغت قيمة ٢,٥٨ فما فوق .

# خامساً التحليل العاملي Factor Analysis

مقدمة: يمكن القول بأن التحليل العاملي يمثل نهاية رحلة المطاف في الإحصاء التي بين أيدينا اليوم، كما يمكن أن يعتبر التحليل العاملي في نفس الوقت قمة التطبيق العملي للمنهج الاستقرائي أي من الجزئيات إلى الكليات.

ويمكن أن نتعقب ذلك المشوار للكشف عن أهداف التحليل العاملي من هذا الجزء من الاتولي الإحصاء حتى استخدام التحليل العاملي في هذا الجزء من الكتاب. فعندما يجري الباحث دراسته على عينة من الأفراد يطبق فيها اختباراً لقياس الذكاء أو الشخصية فإنه يحصل على عدد من الدرجات مماثل لحجم عينة بحثه، وهذه المرجات في ذلك الإطار المبدئي الذي تكون عليه لا تمثل ولا تعني شيئاً، أي لا يمكن أن يستنج منها الباحث شيئا يفيد تساؤلات بحثه أو فروض دراسته لأنها لا تمثل إلا جزئيات مستقلة متباعدة عن بعضها البعض. وبإجراء أولى خطوات المعالجات الإحصائية وهي تصنيف تلك المدرجات في جلول تكراري تتبلور وتتكشف حقيقة المنهج تصنيف تلك المدرجات في جلول تكراري تتبلور وتتكشف حقيقة المنهج الاستقرائي الذي يتضح في أن هذا الكم الهائل من المدرجات والذي قد يبلغ المثات أو الآلاف أو أكثر من ذلك يبدأ في التجمع في عدد قليل من المدرجات في ذلك الجدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية في ذلك الجدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية وهي ذلك الجدول التكراري، كما أنه بإجراء مزيد من المعالجات الإحصائية وهي ذلك المهتوب المتوسط أو الوسيط نجد أن قيمة واحدة قد حلت محل مثات أو

آلاف الدرجات. وبهذه الصورة يتبين أن المنهج الاستقرائسي يأخـذ شكل التدرج الهرمي في قاعدة مليئة بدرجات كثيرة (جزئيات) إلى قيمة تقـف عليها مجموعة صغيرة من الفيم (الكليات).

هذا إذا كان الباحث بصدد متغير واحد أما إذا كان الباحث يدرس أكثر من متغير في وقت واحد لذى مجموعة من الأشخاص فإن الجزئيات التي لديه يتسع حجمها و يكبر. فإذا كانت عينة الدراسة ألف طالب مشلاً ففي حالة المتغير الواحد أي إذا طبق اختباراً للذكاء تكون لديه ألف درجة (١٠٠٠)، أما في حالة وجود متغيرين كأن يطبق اختباراً لقياس الذكاء وآخر لقياس القدرة اللفظية فسيكون لديه درجين لهذين الاختبارين بالنسبة لكل طالب وويكون المجموع الكلي لعدد درجات الاختبارين بالنسبة للألف طالب هو ويكون المجموع الكلي لعدد درجات الاختبارين بالنسبة للألف طالب هو الباحث إلى الاختبارات اختباراً ثالثاً وهكذا. وبحساب العلاقة بين اختبارا الذكاء واختبار القدرة اللفظية يحصل الباحث على قيمة واحدة متمثلة في معامل الارتباط، فبدلاً من الغي درجة كل ألف منها مستقل عن الاخر صار في يد الباحث قيمة واحدة هي معامل الارتباط والتي تكشف عن علاقة الذكاء بالقدرة العدية.

ويتضع مما سبق أنه باستخدام المنهج الاستقرائي تحولت الألفي درجة (جزئيات) إلى معامل ارتباط واحد (كليات). وبالطبع ليس هذا هو نهاية المطاف لأنه بزيادة عدد المتغيرات أو الاختبارات المطبقة على أفراد المينة يزداد عدد معاملات الارتباط والتي يشكل في نهاية الأمر ما يسمى بمصفوفة الارتباط Correlation Matri .

هدف التحليل العاملي: يهدف التحليل العاملي إلى تحليل مجموعة من معاملات الارتباط إلى عبد أقـل من العوامـل. فمثـلاً إذا كان لدينـا معاملات ارتباط لستة اختبارات فمعنى ذلك أننا لدينا سنة متغيرات ترتبط بعضها ببعض ويبلغ مجموع هذه الارتباطات ١٥ خمسة عشر معامل ارتباط وذلك باستخدام القانون الآتى:

<u>ن × ن - ۱</u> (حيث ن = علد الاختبارات).

وبالتعويض عن القانون في المثال السابق نجد النتيجة =

10 = 1 = 1 - 1 × 1

وفي التحليل نحاول رد هذه الارتباطات إلى عدد أقل من العوامل والتي تكون عادة ثلاثة عوامل أو عاملين على أكثر تقدير وذلك في حالة المشال السابق أيضاً وذلك على أساس أن كل اختبارين أو ثلاثة يمثلون عاملاً واحداً. ويوضح كلامنا السابق المثال الآتي:

دإذا طبقنا ٤٣ اثنين وأربعين اختباراً على مائتين من الأفراد فإنمه سيكون للينا ٨٤٠٠ (٤٣ × ٢٠٠) ثمانية آلاف وأربعمائة درجة. ودرجات الأفراد هذه اختصارها إلى ٧٨٠ معامل ارتباط حسب المعادلة السابقة.

 $\frac{73 \times 73 - 1}{\gamma} = \frac{73 \times 13}{\gamma} = \frac{109}{\gamma} = 0$  وإذا حللنا هذه المعاملات تحليلاً عملياً فإننا نصل أربعة عشر عاملاً حيث يتفق العامليون أن كل ثلاثة اختبارات تمثل عاملاً واحد فيكون في مثالنا  $\frac{7}{3} = 3$ 1 تقريباً.

#### مثال تطبيقي:

ممكن أن نأخذ مجال الاختيار المهني كمثال للإجراءات التي تسبق استخدام التحليل العاملي ويستفاد بها في البحوث استفادة تطبيقية وذلك على النحو الآتي:

١ - تبدأ الدراسة العاملية لقدرة من القدرات المتطلبة في اختيار العمال

لمهنة من المهن بعدة فروض يتضمن كل فرض من هذه الفروض ناحية معينة من نواحي تلك القدرة (كالقدرة الحركية مثلاً تتضمن نواحي مثل: مهارة. الاصابع مهارة البد\_زمن الرجع... إلخ). والتي كشف تحليل العمل Job Analysis لهذه الوظيفة أو المهنة أنه متطلب للقيام براجباتها.

٢ ـ بعد ذلك يتم تحديد الاختبارات اللازمة لقياس تلك النواحي من نواحي القدرة ويكون ذلك بتمثيل كل ناحية بثلاثة اختبارات. فالقدرة العددية لا بدأن يمثلها ثلاثة اختبارات مثل الجمع والضرب... إلخ. ونتاثج التحليل هي التي ستحدد أكثر الاختبارات تشبعاً بهذه القدرة.

٣ ـ بعد تقنين الأدوات السابقة بإعداد التعليمات والزمن والثبات والصدق الخاص بها يتم تطبيقها على عينة من الأفراد لا يقبل عددهم عن مائتين وذلك لكي نصل إلى عوامل لها دلالة كها يذهب المتخصصون. ولكن من المعتقد أن هذا الشرط لا يمكن الوفاء به وخاصة عند دراسة بعض الظواهر المرضية كما أنه من ناحية أخرى يمكن للباحث أخذ عينات تتمشى مع ظروفه وإمكانياته من حيث العدد وعليه بعد ذلك التأكد من دلالة الارتباطات المستخرجة.

٤ ـ تطبيق الاختبارات على العينة ثم يتم إيجاد معاملات الارتباط بين بعضها البعض فلو فرض أننا للبينا ٦ ست اختبارات طبقت على ثلاث أفراد على النحو الآتي:

(1)	(0)	(\$)	<b>(T)</b>	(٢)	(1)	ق
مفردات	معلومات	رجع	لفظي	عددي	ذاكرة	
1	٤	Y		٤	۲	1
۳	۳	1	0	۳	۳	۲
۵		٧	٣	Y	۳	۳

فإننا نحصل على معاملات الارتباط الآتية:

أولاً : معاملات الارتباط بين ٢٠١ ثم ١، ٣ ثم ٢،١ ثم ١، ٥ ثم ٢،١ . ثانياً : معاملات الارتباط بين ٢، ٣ ثم ٢، ٤ ثم ٢، ٥ ثم ٢،٢.

ثالثاً: معاملات الارتباط بين ٣، ٤ ثم ٣، ٥ ثم ٣، ٢.

رابعاً: معاملات الارتباط بين ٤، ٥ ثم ٤، ٣.

خامساً: معاملات الارتباط بين ٥، ٦.

وتمثل معاملات الارتباط السابقة مصفوفة الارتباط الأولى والتي يتم من خلالها الحصول على العوامل المختلفة .

 إن أبسط الاختبارات ما كان مشبعاً بعامل واحد وأعقدها ما كان مشبعاً باكثر من عامل، ولما كان التحليل العاملي يهدف إلى فصل العوامل فإن الاختبارات المعقدة تعرق عملية الفصل وتعوق أيضاً عملية تدوير المحاور.

# نظرية العاملين في التحليل العاملي (\*)

١٩٠٤ منبحت بذور التحليل العاملي من بحوث وتجارب سبيرمان عام ١٩٠٤
 حيث قام بحساب الارتباطات بين الاختبارات وانتهى منها إلى النتيجتين :

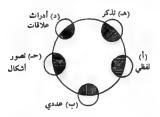
أ ـ وجود عامل عام ينخل في جميع العمليات العقلية ويرمز له بالرمز "g" اختصاراً لـ : General Factor .

ب ـ وجود عامل خاص تختلف فيه كل عملية عن الأخرى ويرمـز له بالرمز "Specific Factor ! لـ : Specific Factor .

ولقـد سمـى سبيرمـان نظريتـه بنظـرية ذات العـــاملين Two Factor" ".T ويبين الشكل التالى هذا الكلام(\*).

(ه) أنظر بالتفصيل: د. سيد محمد حيري \_ الإحصاء في البحوث التفسية والتربوية والاجتماعية - النهضة العربية \_ ١٩٧٠ .

#### شكل يبين نظرية العاملين لسبيرمان



فنجد في الشكل السابق أن مجموعة القدرات: (أ) اللفظي، (ب) المعددي، (ج) تصور الأشكال، (د) إدراك علاقات، (هـ) تذكر، تشترك جميعاً في وجود عامل (ع) يربط بينها وبين بعضها البعض (يصور ذلك في الشكل الجزء داخل الدائرة). كما أن كل قدرة من هذه القدرات تختلف في جانب منها عن باقي القدرات (يصور ذلك في الشكل أجزاء الدوائر الصغيرة خارج الدائرة الكبيرة).

٧ ـ وفسي عام ١٩٠٩ قام سيرل بيرت Cyril Burt إعادة ما أجراه سبيرمان من تجارب في محاولة منه لاختبار ما توصل إليه فوجد أن معالجته الإحصائية والتي تمخضت عنها الكثير من معاملات الارتباط يمكس أن ما استخدمه من اختبارات يظهر على هيئة مجموعات يربط بين كل مجموعة عوامل مشتركة بين المجموعة الواحدة بالإضافة إلى العامل العام المشترك بين جميم الاختبارات. كما في الشكل الآتي:

# شكل بيين الموامل المشتركة لدى بيرت ٢- (أ) ٢- ع ٢- (ب) ٢- (ب)

ويتضمع من الشكل السابق أن بين كل مجموعة من مجموعات الاختبارات أ، ب، ج، د، هـ توجد عوامل مشتركة بينها وبين بعضها المعض بالإضافة إلى وجود عامل عام يربط بين الاختبارات (٢٠١) جميعاً في (ع).

٣ و بعد ذلك جاء ثرستون صاحب الطريقة المركزية فذهب إلى أن العمليات العقلية تنقسم إلى مجموعة من العوامل المستقلة، واستبعد في بادىء أمره وجود عامل عام إلا أنه عاد واعترف بوجوده.

### ا) طريقة الجمع البسيط Simple Summation M.

١ ـ صاحب هذه الطريقة من طرق التحليل العاملي عالسم النفس المعروف سيرل بيرت. ويذهب إلى أنه بعد الحصول على معاملات الارتباط بين الاختبارات المختلفة يتسم معرفة تشبع Saturation هذه الاختبارات بالعامل العام وذلك على النخو الآتي:

<sup>(\$)</sup> أنظر المرجع السابق أيضاً .

١ ـ والخطوة السابقة تمثل تكوين مصفوفة الارتباط الأولى.

٧ - والخطوة الثانية تتمثل في جمع الصفوف على النحو الآتي: مجموع العمود الآول = ١٠١ + ١٠٢ + ١٠٣ + ١٠٤ + ١٠٤ مجموع العمود الثاني = ٢٠١ + ٢٠٧ + ٢٠٣ + ٢٠٤ مجموع العمود الثالث = ٢٠١ + ٣٠٢ + ٣٠٣ + ٣٠٤ مجموع العمود الرابع = ٢٠٤ + ٣٠٢ + ٣٠٤ + ٤٠٤ مجموع العمود الرابع = ٢٠٤ + ٤٠١ + ٤٠٠ + ٤٠٤ + ٤٠٤ + ٤٠٤

٣- والخطوة الثالثة تتمثل أيضاً في جمع مجموع الأعمدة ويكون ذلك
 على النحو الآتى:

عد العمود الأول + عد العمود الثاني + عد العمود الثالث = العمود الرابع .

ع. بعد ذلك يتم إيجاد الجدر التربيعي لمجموع الأعمدة المستخرج
 من الخطوة رقم ٣.

 و تتمثل الخطوة الأخيرة في قسمة مجموع كل عمود على الجدار التربيعي ويكون خارج القسمة هو تشبع كل اختيار بالعامل العام. ويجب أن يكون مجموع التشبعات بالعامل العام مساوياً لقيمة الجدار التربيعي.

#### مثال:

فيما يلي مصفوفة الارتباط الأولى بين مجموع مكونة من سنة اختبارات تمثل مجموعة من القدرات.

#### وجدول مصفوفة الارتباط الأولىء

(7)	(0)	(\$)	(٣)	<b>(Y)</b>	(1)	
متشابهات	قهم	مفردات	ذاكرة	عددي	لفظي	
•,70	٠,١٥	.,04	٠,٢٢	٠,١٣	(, 30)	1
•,•٩	٠,٣٠	٠,٠٥	٠, ٤٥	(*F1)	, 14	۲
1,11	٠,٥٦	٠,١٤	(70,)	, \$0	, 44	۳
٠,٧١	*, 11	(, ٧١)	,18	,	, 09	ŧ
•, **	(, ", ")	, 14	, 07	٠٢,	10	٥
(,V1)	, 44	,۷۱	,11	, 14	, 70	٦

1 - ويلاحظ أن مصفوفة الارتباط السابقة لكي تكون صالحة لعمل المعالجات الإحصائية الخاصة بالتحليل العاملي عليها فلا بد من إكمالها وذلك بوضع الارتباطات الموجودة في الصف الأول في العمود الأول على النحو الآتي: معامل الارتباط بين ١، ٢ يوضع في العمود في مكان ٢، ١ ومعامل الارتباط بين ١، ٣ يوضع في العمود في مكان ٣، ١ وهكذا باقي العمود ثم العمود الثاني . . . الخ .

Viagonal عما أنه بالإضافة إلى ذلك نجد أن الخلية القطرية Diagonal وهي معامل الارتباط بين الاختبار ونفسه (١ ، ١ - ٢ ، ٢ - ٣ ، ٣ - ٤ ، ٤ - ٥ ، ٥ - ٢ ) قد تركت خالية . ويرى بيرت Burt مسلا هذه الخسلايا عماملات تقديرية ، أما ثرستون Thurstone فيرى ملا هذه الخلايا بأكبر معامل ارتباط في المصف أو في العمود .

 ١ ـ وفيما يلمي مصفوفة الارتباط السابقة نجد استكمالها ووضع معاملات الخلية القطرية حسب طريقة ثرستون لسهولتها عن طريقة بيرت.

التشبع بالعامل العام = ۲۰,۵۲۰,۹۳۰,۹۳۰,۹۳۰,۹۳۰,۹۳۰

وفيما يلي الاختبارات وتشبعاتها على العامل العام الأول.

رقم الاختبار	الاختبار	التشبع
1	لفظي	٠,٦٥
4	عندي	· , # Y
٣	حسابي	70,1
٤	مفردات	٠,٦٣
	سلاسل أعداد	.,71
1	متشابهات	٠,٦٨

و يلاحظ أن مجموع تشبعت العامل العام = ٦٥, ٠ + ٥٠, ٠ + ٥٥, ٠ + ٢٣, ٠ + ١٦, ٠ + ٦٨, ٠ = ٣٥,٦٠ وهو نفس قيمة الحذر التربيعي .

٢ - وفيما يلي الجدول النظري القائم على أساس تشبعات العامل
 الأول.

#### «جدول نظري قائم على أساس تشيمات العامل الأول»

#### ويتم اعداد الجدول النظري السابق كما يلي:

(1,14)

أ\_يتم ضرب التشبع على الاختبار الأول في نفسه ويوضع الناتج بين قوسين مكان الخلية القطرية (بين ١،١) ثم يتم ضرب تشبع نفس الاختبار في تشبع الاختبار الثاني (٢،٥، × ٥٠، ٠) ويوضع الناتج (٣٤،٠) في ١، ٢ وهكذا باقى الاختبارات.

(+, £7) +, £1 +, £7 +, 7A +, 70 +, £1

ب ـ يتم ضرب تشبع الاختبار الثاني في نفسه أيضاً (٢٠,٥٠ × ٢٥,٠) ويوضع الناتج بين قوسين في مكان الخلية القطرية (بين ٢، ٢) ثم يتم ضرب تشبع نفس الاختبار للخالف (٢٠,٠٠ × ٢٥,٠) ويوضع الناتج (٢٩,٠) في ٢، ٣ وهكذا باقي الاختبارات.

جـ يتم تكرار الخطوة السابقة بالنسبة لباقي تشبعات الاختبارات.

د\_يتم وضع الارتباطات التي في الصفوف في الأعمدة كما في الخطوة الأولى في مصفوفة الارتباط الأولى . ٣- وبعد ذلك يتم طرح الجدول النظري من جدول مصفوفة الارتباط الأولي. وذلك بطرح الارتباطات الموجودة في الصف الأول في الجدول النظري من الارتباطات الممقابلة لها في الصف الأول من مصفوفة الارتباط الأولى. وهكذا الصف الثاني ثم الصف الثانث. . . إلخ.

وفيما يلي جدول البواقي الناتج من طرح الجدول النظري من مصفوفة - الارتباط الأولى.

وجنول البواقي الناتج من طرح الجدول النظري من مصفوفة الارتباط الأولى، .

٤ ـ وبعد ذلك يتم ترتيب جدول البواقي السابق بحيث يتم وضع الاختبارات ذات البواقي الموجبة الإشارة بجوار بعضها والاختبارات ذات البواقي السائة الإشارة بجوار بعضها ، وذلك كما يتضح في الجدول الآتي:

•	۳	۲	. 7	٤	١.	
• , ۲۰ _	٠,١٤_	٠,٢١_	٠,٢١	٠,١٨	•, **	1
- 77.	٠,٢١_	٠, ٢٨ _	٠, ۲۸	۱۳,۰	٠,١٨	£
• , 14 =	·, ۲۱_ ·, ۲۷_	٠,٢٦_	٠, ٢٥	٠, ٢٨	., 41	٦
				٠, ٢٨_	٠, ٢١-	٧
•, **	., 40	11,1	٠, ٧٧	+ , Y \ =	٠,١٤_	۳
٠,٢٣	٠, ۲۲	٠, ٢٢	٠, ١٩ _	-77,+	· , Yo_	۵

«جدول ترتيب البواقي حسب الإشارات».

ويلاحظأن جدول ترتيب البواقي قد انقسم إلى أربعة أقسام:

١ ــ القسم الأيمن الأعلى وإشاراته موجبة.

٢ ـ القسم الأيمن الأسفل وإشاراته سالبة.

٣ ـ القسم الأيسر الأعلى وإشاراته سالبة.

القسم الأيسر الأسفل وإشاراته موجبة.

كما يلاحظ أيضاً أنه يجمع الصف الأول نجله مساوياً لمجموع العمود الأول. ومجموع الصف أو العمود يساوي صفراً.

٥ - وبعد الخطرة السابقة يتم عمل عكس للإشارات حتى يكون القسم الأيمن للجدول السابق (جدول ترتيب البواقي) موجب الإشارة وفي هذه الحالة يتم عكس إشارات القسم الأيمن الأسفل ليكون كله موجباً. ثم يتم أيضاً عكس إشارات القسم الأيسر الأسفل حتى يصير القسم الأيسر كله سالب الإشارة. وبإتمام هذه الخطؤة يمكن استخراج العامل الطائفي (بإجراء نفس الخطوات التي تمت في مصفوفة الارتباط الأولى واستخراج من خلالها العام) ويصبح شكل الجدول كما يلى:

٥	٣	۲	٦	٤	1	
٠,٢٥_	٠,١٤_	٠,٢١_	17,0	٠,١٨	٠,٧٢	١
*, ۲٦_	·, Y! -	٠, ٢٨_	٠,٣٨	17,1	٠,١٨	٤
٠,١٩ -	٠, ٧٧_	- 77, -	٠,٢٥	٠, ٣٨	٠,٢١	7
٠, ٢٨ _	٠,١٦_	٠,٣٣_	٠,٢٦	٠, ٢٨	٠, ٢١	۲
٠, ٢٢_	٠, ٢٥	-111-	1,47	٠, ٢١	٠,١٤	۳
٠,٢٣_	٠, ۲۲_	٠, ٢٨_	1,14	٠, ٢٢	۰,۲۵	٥
1,84-	1,40-	1,01_	1,50	1,01	١,٢٢=	مجدس
••,•\-	= £ , Y ·	-		٤,١٩	+	

نجس (\*) = × ۲۲ ( ۱ + ۲۵ ( ۱ + ۵۶ ( ۱ + ۲۵ ( ۱ + ۵۶ ( ۲ + ۳۶ ( ۲ + ۳۶ ( ۱ + ۳۶ ( 1 + ۳۶ ( ۱ + ۳۶ ( 1

ومن الخطوة السابقة نجد أن تشبعات الاختبارات على النحو الآتي:

التشبع	الاختبار	مرقم الاختبار
•,£Y	لقظي	1
٠,٥٢	مفردات	٤
٠,٥٠	متشابهات	٦
.,01-	عددي	4
٠,٤٣_	حسابي	٣
٠,٤٨_	سلاسل أعداد	٠

<sup>(</sup>١) بصرف النظر عن الإشارة.

 ٦ ـ ويتم توضيح نتيجة التحليل العاملي بطريقة الجمع البسيط على النحو الآتي:

القطبي	العامل	التشيع بالعامل	الاختبارات	رقم
	+	المام	- 5	10.0
	1,27	٠,٦٥	لفظي	-1
٠,٥٢		٠,٥٢	عددي	- 4
٠,٤٣		٠,٥٦	حسابي	-4
	٠,٥٢	٠,٦٣	مفردات	- ٤
٠,٤٨		٠,٣١	سلاسل أعداد	_0
	٠,٥٠	٠,٦٨	متشابهات	-7
				l

٧ - كما يتم عمل التفسير النفسي للعوامل من خلال البحبوث والدراسات السابقة التي تناولت هذه الاختبارات بالدراسة ونجد في المجدول الموجود في (٦) أنه نظراً لأن الاختبارات الستة مشبعة تشبعاً كبيراً بالعامل العام وهذه الاختبارات كلها اختبارات معرفية فهناك احتمال كبير بأن هذا العامل هو الذكاء العام أو القدرة العقلية العامة. أما العامل القطبي فيبدو أن يقسم بطارية الاختبارات إلى قسمين قسم موجب وقسم سالب. يتضمن القسم الموجب مجموعة من الاختبارات ذات طبيعة واحدة أي، تقيس وظائف واحدة ومن نفس النوع. ويتضمن القسم السالب مجموعة أخرى من الاختبارات ذات طبيعة مختلفة عن الاختبارات السابة.

تمارين

# ١ ـ حلل مصفوفه الارتباط الآتية مستخرجاً العامل العمام والعامل

#### لقطبي :

٠,١٥

#### ٢ \_ حلل مصفوفة الارتباط التالية:

#### Centroid Method

تعتبر الطريقة المركزية التي كونها ثرستون (١٩٣٧) من أكثر الطـرق شيوعاً واستخداماً في البحوث كما أنها مبنية على الجمع البسيط، وتتطلـب مجهوداً أقل في حسابها وفيما يلي خطوات هذه الطريقة:

#### أ ـ خطوات حساب التشبعات المركزية الأولى:

١ ـ تقدر الاشتراكيات على أساس أنها تكون مساوية لأعلى معامل
 ارتباط للاختبار مع أي متغير آخر في مصفوفة الارتباط بصرف النظر عن
 الإشارة المصاحبة لأعلى معامل ارتباط في العمود .

٢ ـ جمع كل عمود جمعاً جبرياً مع حلف قيمة الخلايا القطرية و وضعه
 في العمود الأول تحت المصفوفة .

٣ - جمع كل صف جمعاً جبرياً مع حدف قيمة الخلية القطرية ووضع المجموع في الصف الأول على يسار المصفوفة ويجب أن يكون هذا المجموع في نهاية كل من الصف والعمود واحداً وهذه وسيلة المراجعة لهذه الخطوة.

 \$ - تجميع الاشتراكيات المقدرة لكل متغير على مجموع العمود لهذا المتغير ويوضع في الصف الثاني تحت المصفوفة.

 مينم جمع الصف السابق للحصول على المجموع الكلي لكل القيم الموجودة في الجدول.

٦ - يتم استخراج الجذر التربيعي لهذا المجموع.

 ٧- يتم قسمة كل قيمة في الصف على الجذر ألتربيعي للحصول على العامل المركزي الأول والذي يتمثل في القيم الناتجة لهذه الخطوة والتي تم وضعها في الصف الاخير.

٨ـ كنوع من المراجعة الجزئية ينبغي أن يكون مجموع التشبعات على
 العامل المركزي مساوياً لقيمة الجذر التربيعي.

 ٩ ـ وفيما يلي مصفوفة الارتباط الأولى وحساب تشبعات العامل المركزى الأول:

والنتائج التي سنستعرضها في خطوات الطريقة المركزية هي نتائج دراسة الماجستير التي قام المؤلف بإعدادها عام ١٩٦٩ وعنوانها:

«دراسة تجريبية للقدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنــة دلفنــة الصلب».

ولقد تم في هذه الدراسة إعداد مجموعة من الاختبارات الحركية المقتنة والتي أعدت بناء على نتائج تحليل العمل لمهنة الدافنية بشركة الحديد والصلب بحلوان ثم طبقت على عينة من عمال خط إنتاج الدافنية (الاسم الشائع الدرفلة) وبعد ذلك أجريت معاملات الارتباط اللازمة بين هذه الارتباطات للتوصل لهدف هذه الدراسة وهو: إعداد مجموعة من الاختبارات الحركية التي تقيس القدرات المتطلبة في هذه المهنة.

----... , a a a a a a a a a a .; , <u>23</u> . 67 ., 17 ... . 14 33 ., 17 ., 19 . : ., 40 1 :: , ; ; ; ; ; , ; ; ; 

₹ 3 5 5 4 4 5 7 4 4 4 4 4 4 4 4 7 7

وفيما يلي تشيعات الاختبارات على العامل المركزي الأول:

التشبع	الاختبار	رقم	التشبع	الاختبار	رقم
*, £4 *, 77 *, 67 *, 87 *, 52 *, 12 *, 12 *, 17	نقر مسبع دام. رميع عام. تتبع تصويب (۱) تتبع تصويب (۳) تصويب (قبات وردة وقلم) تبات يد تأزر يدين رأي المشرف	-9 -1. -17 -18 -10 -17 -17	·,·0 ·,Y\ ·,Y\ ·,V\ ·,ot ·,s\ ·,s\ ·,s\ ·,s\ ·,s\ ·,s\ ·,s\	قوة يدين مثابرة حضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تتبع تمييز تمييز علامات أدراك اختباري وضع علامات	1- Y- Y- 3- -7- V-

#### ب .. حساب مصفوفة البواقي:

١ ـ يلزم لذلك إعداد جدول للمصفوفة وترقم الأعمدة والصفوف.

٢ - توضع كل من التشبعات في العامل الأول (بدون إشارة) فوق الرقم المقابل لكل متفير في العمود وكذلك بالنسبة للصف. وحينما تستخدم تشبعات العامل في حساب البواقي تعتبر كل هذه التشبعات موجبة بصرف النظر عن إشاراتها في مصفوفة العوامل. ويتم ضرب التشبعات بنفس صورة طريقة الجمع البسيط وبهذا يتكون الجدول النظرى.

٣- تحسب الارتباطات الباقية بطرح الناتج من تشبعات العامل في العمود والصف بالجدول النظري من الخلية المقابلة في مصفوفة الارتباط الأولى ويوضع الناتج في الخلية المقابلة في مصفوفة البواقي الجديدة رأي تطرح خلايا الجدول الناتج من حساب تشبعات العامل الأول من خلايات مصفوفة الارتباط خلية خلية وتوضع في تلمكان لها) .

٩ ـ تعتبر القيم المتبقية في الخبلايا القطرية مساوية للقيم السابق
 تقديرها لهذه الخلايا مطروحاً منها مربع تشبعات العامل على كل متغير.

 و ينبغي أن يكون حاصل الجمع الجبري لكل عمود أو صف في مصفوفة الارتباط المتبقية مساوياً للصفر (أو قريب منه نتيجة التقريب في العمليات الحسابية) ويتخذ هذا بمثابة مراجعة جزئية لدقة الحساب.

٣ ـ ويبدأ من هذه الخطوة عملية استخراج التشبعات للعامل التالي بنفس الطريقة السابقة في استخراج تشبعات العامل الأولى من مصفوفة الارتباط الأولى فيما عدا أنه من الضروري عكس بعض المتغيرات وإعادة تقدير الاشتراكيات لكل اختبار في كل مصفوفة من مصفوفات البواقي. ينبغي أن يعاد تقدير الاشتراكيات بوضع أعلى معامل ارتباط متبقي في كل عصود بصرف النظر عن إشارة معامل الارتباط الذي استخدم في تقديره. وهذه الاشتراكيات المعاد تقديرها لن تستخدم إلا في الخطوة رقم (١١) من القسم التالى (ج) عند استخراج تشبعات العامل الثالث.

وفيما يلى جدول بواقى العامل الأول.

```
워크리스 마위워테이스 취취 다시는
                        --
, 6 위도 귀심되다 수 위6 하 수 6 이 8
 , 하게본되다본 6 기기지도 내
     , 속 뒤 : 두 속 등 가는 기 된 기
       , . . . : 12 시시티시
        , 3 4 4 5 3 7 3 4 4 7
         , 그 후 취취 기취취 기
           , व भी भी भी वी व
            . : = 키쉬긔:
             , 기위기수 #
               , 7 기 기 시
                . 하취취
                   اند ،
                     .
```

وفيما يلي التشبع على العامل المركزي الثاني والمستخرج من بواقي العامل الأول:

#### جـ الانعكاس (عكس الإشارات):

إذا كان أي من مجاميم الأعمدة (مع حذف القيم القطرية) في مصفوفة البواقي سلبياً يكون من الضروري أن نعكس إشارات الصفوف والأعمدة المقابلة له في مصفوفة البواقي ويكون هذا هو الحال عادة في كل مصفوفات البواقي في العوامل المركزية والهدف من عملية الانعكاسات هذه هو جعل المجموع الجبري الكلي لكل القيم الموجودة في الجدول موجبة بقدر الإمكان وينبغي أن يكون ذلك بإتباع الخطوات التالية:

١ ـ تجمع الأعمدة ويوضع حاصل جمعها على يسار صف المجاميع.

٢ ـ يختار العمود الذي به أكبر مجموع سلبي وينقل مجموع هذا

العمود في الصف التالي مباشرة مع تغيير إشارته إلى موجبة ويرمز لهذا الصف برقم المتغير المنعكس.

٣- توضع علامة أمام العمود المنعكس وكذلك فوق الصف المقابل له
 لكى تدل على أن هذا المتغير قد عكس .

٤ ـ تضاعف قيمة الباقي في الصف المنعكس وبالنسبة للعمود الذي عكس وتغير إشارته وتجمع هذه القيمة على مجموع العمود ثم ينخل المجموع الجديد في الخلية المقابلة في الصف التالي الذي يرمز إليه برقم العمود .. المنعكس.

٣- بعد أن نحصل على كل القيم في هذا الصف الجديد بتلك الطريقة تجمع هذه القيم وإذا كان الحساب صحيحاً فإن مجموع هذا الصف ينبغي أن يكون مساوياً لمجموع الصف السابق مضافاً إليه أربعة أضعاف مجموع العمود الذي سبق عكسه. ويجب أن تتأكد من نتيجة هذه المراجعة بالنسبة لكل صف قبل إجراء الانعكاس التالي.

إذا كان مجموع من المجاميع الجديدة للأعمدة سلبياً يختار أعلى
 هذه الأعمدة في المجموع السلبي باعتباره العمود التالي الذي يجب عكسه.

٧ ـ تكرر العملية الموجودة في الخطوات من ١ ـ ٤ وذلك باستخدام المجاميع المعدلة للأعمدة في الصف السابق بدلاً من المجاميع الأصلية للأعمدة. ومع هذا فإنه لا تعكس إشارات الأعمدة التي سبق عكسها مرة قبل إضافة القيم المضعفة.

٨ - إذا حدث أثنياء عملية الانصكاس أن عكس عصود ما والصف المقابل له أكثر من مرة في نفس المصفوفة فبالنسبة للانعكاس الأول والثالث (أو إي رقم فردي) ينبغي أن تغير إشارة القيمة المضاعفة قبل أن نضيفها إلى

المجموع المعدل للعمود كما في الخطوة رقم (2) وأما بالنسبة للانعكاس الثاني أو أي رقم زوجي فإن إشارة القيمة المضاعضة تبقى كما هي عند الإضافة.

٩ ـ يظل الاستمرار في عملية الانعكاس حتى تصبح كل مجاميع الاعمدة صفراً أو إيجابية ويتم في كل صف تطبيق المراجعة المذكورة في الخطوة (٥).

 ١٠ ـ يتم تغيير إشارات القيم في مصفوفة الارتباطات أو مصفوفة البواقي كما يلي :

أ ـ تعكس إشارات كل القيم في الصفوف المنعكسة التي ليست في الأعمدة المتعكسة.

ب - تعكس إشارات كل القيم في الأعملة المنعكسة التي ليست في الصفوف المنعكسة.

 ١١ - نحصل حينتاء على التشبعات بالنسبة للعامل التالي بالخطوات السابقة .

 ١٢ ـ توضع التشبعات في العمود المخصص لها في مصفوفة تشبعات العوامل المركزية أمام العامل المركزي الثاني.

١٣ .. تجدد إشارات التشبعات المركزية كما يلي:

 أ ـ تكون إشارة العامل الـذي عكس من واحـدة أو عدداً فردياً من المرات عكس إشارته في العامل السابق.

 ب - تكون إشارة العامل الذي لم يعكس أو عكس عدداً زوجياً من المرات هي نفس إشارته في العامل السابق. 18 - نحصل على مصفوفة البواقي الثانية وما يليها من مصفوفات البواقي بنفس الإجراءات التي استخدمت في الحصول على مصفوفة البواقي الأولى.

10 ـ يمكن أن نحصل على مراجعة لصحة تشبعات العامل بإصادة استخراج الارتباطات من تشبعات العامل والفروق بين الارتباط الأصلي والارتباط المعاد استنتاجه ينبغي أن يكون مساوياً للارتباطات المتبقية المقابلة في مصفوفة البواقي الناتجة من استخراج آخر عامل مركزي.

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الثاني وحساب تشبعات العامل المركزي الثالث:

```
, 기기 > 이 기수 ~ > > : 그 : 레띠기 6
 , 그 : 글 : 워크 6 씨 : 4 레워스 되신
   , 제조 > 4 회 : A : A 2 A 제기기
    . 워드기위하하네워워디하셔요
      그 워크를 취기로 워워한 워워크
       , 의원수속 워디티아스 4 4
         , 히디스 시스크 시원수 제
           그 후 된 뒤로 취속 사람을
             , 4 4 4 4 4 4 4 4 4
              . 심하되하하는 본다
                . 기유 기계되지
                 그 귀그 의하주
                   . 존 되되다
```

وفيما يلي تشبعات العامل المركزي الثالث المستخرجة من مصفوفة بواقي العامل الثاني.

التشيع	الاختبارات	رقم	التشيع	الاختبارات	رقم
·, 17 ·, 17 ·, 17 ·, 17 ·, 70 ·, 70	نقر متسع زمن رجع عام تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲) تصویب ثبات ثبات ید	-9 -1: -1: -1: -1: -1: -1:	, 1A , y, , yA , yY -, yY -, y, y	قوة اليدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تتبع مميز . تميز علامات إدراك اختياري وضع علامات	-1 - Y X - X X X X X X X X X X X - X X - X X - X X -
٠, ٢٣	رأي المشرف	- 17			

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الثالث وحساب تشبعات العامل الرابع:

```
그 그 그 기기의 : 그 후 기계기도 하드 =
, 6 4 > 4 6 5 1 4 1 4 1 4 1 6 6 1 7 4
  고 속 등하기를 취임하기의하는 뒤표
   · 취속 > 리쉬 > : : 하시네 4:
     1 4 전시되워= = 의리그 : =
       , 4 기시 6 2 4 4 4 1 1
        고 6 원리시크 뛰그 되기
          · 조하: 프로리카리크
            · 취취취> = 취취기
               . 취기되는 그 두
                  . 그 그 의 의
                        1 2
```

وفيما يلي تشبعات العامل الرابع المركزي والمستخرجة من مصفوفة العامل الثالث.

التشيع	الاختبار	رقم	التشيع	الاختبار	رقم
·, YA ·, 17 ·, 17 ·, 17 ·, 17	نقر متسع زمن رجيم عام تتيم تصويب (۱) تتيم تصويب تصويب ثبات يد	-9 -1· -11 -17 -18	., 1V ., 2 ., 47 ., 17 ., 74	قوة يدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تتبع مميز تسيز علامات إدراك اختياري	-1 -Y -# 
•, ۱۸-	تآزر يدين رأي المشرف	- \7 - \Y	٠,١٧_	وضع علامات	-^

وفيما يلي بواقي العامل الرابع وحساب تشبعات العام الخامس:

```
· 의사위기수 이위사위: 커피이디스 >
                               ¥
 . 그 하고 하는 그 가기 하시고 수 되고 한
   , 씨리도 커피 티스크 워워싱싱씨드
     , 하그리도 그 : 그 기교 하이시기
      1 - 6 - 4 8 4 5 5 5 - 4 6 3
        · 시속 기속 기속 기 : 시설 시
          , 4 2 6 2 3 7 7 8 8 1 4
           1 3 4 31 4 6 51 2 2 6 1
             · 귀하하: 교육교회
               , 기기도 하시되고
                , 의취: 시: 피
                  , 기취되시도
                    , = 그 시티
```

وفيما يلي العامل المركزي الخامس المستخرج من مصفوفة بواقي العامل الرابع.

۱- قوة يذين - ۰, ۰ ، ۰ ، ۰ ، ۰ ، ۰ ، ۰ ، ۰ ، ۰ ، ۰ ،	التشبع	الاختبار	رقم	التشيع	الاختبار	رقم
هـ تتيم مميز ( ، ، ، ، ) المصويب ( ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ،	71, · - ^ · · · - ^ · · · - ^ · · · - ^ · · ·	زمن رجع عام. تتبع تصویب (۱) تتبع تصویب (۲) تصویب ثبات ثبات تازر یلین	-18 -10	·,·o_ ·,\v_ ·,·o_ ·,ɛ· ·,v\	مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تتبع مميز تمييز علامات إدراك اختياري	3- 0- 7- V-

وفيما يلي مصفوفة بواقي العامل الخامس وحساب تشبعات العامل السادس .

```
1 2 2 4 4 6 2 2 2 2 2 2 2 4 4 4 4 2 2 2 4 4
 , 81304:53431:05:11:
   , 원의 위원은 기원의 취심하다 위
      , 씨기십시 : 숙속 씨십시 : 기
       . 그 리기그 기구 5 : 디신기
         . 그 심하는 속 수 되는 사기
          , 기기 : 기기기기기
             , 41612441415
               , 3 = 3 = 3 | 1 |
                . 414 4 516
                  . . . . .
                   1 4 4 7
                        1
```

وفيما يلي تشبعات العامل المركزي السادس المستخرجة من بواقمي العامل الخامس.

التشيع	الاختبار	رقم	التشبع	الاختيار	رقم
*,17 *,78- *,18- *,*A *,*V *,17- *,17-	نقر متسع زمن رجع هام تتع تصويب (۱) تتع تصويب نبات تصويب نبات يد	-9 -1: -11 -17 -18 -18	·,10 ·,17 ·,77 ·,70 ·,70 ·,17	قوة البدين مثابرة عضلية يمنى مثابرة عضلية يسرى تمييز إدراكي تتبع مميز تمبيز هلامات إدراك اختيارى	-1 -Y -8 -0 -7 -Y
.,11-	ببت پد تازر يدين رأي المشرف	- 17 - 17	1,18	وضع علامات	-^

#### د .. محكات استخلاص العوامل المركزية:

لمعرفة عدد العوامل التي علينا أن نستخلصها، من مصفوفة الارتباط نقوم بتطبيق المعادلة الآتية لتحديد الحد الادنى من العوامل التي يسم استخلاصاً.

# 1+3AV-1+3Y=

حيث بدل الرمز (م) على عدد العوامل ، والرمز (ت) على عدد الاختبارات. والنتيجة في حالة المشال السابق عرض مصفوفة ارتباطه الاحتبارات، ومصفوفات بواقية هي أن العوامل التي يتم استخلاصها بناءاً على هذه المعادلة = ١١,٣٣ . وفي حالة عدم تمشي تلك النتيجة مع الفروض (وهو ما حدث في هذا المثال) وتسير عليه معظم البحوث هو أن عدد العوامل يجب

أن لا يزيد عن ثلث عدد الاختبارات، أي عدد الاختبارات مقسوماً على ثلاثة.

ويستخدم محك بيرت \_ بانكز Burt-Banks لتحديد الخطأ المعياري للتشبع الصفري فعن طريقه يمكن الوصول إلى عدد التشبعات التي ليس لها دلالة وعندما تصل إلى أكثر من ٥٠٪ من عدد الاختبارات يتم إيقاف استخلاص العوامل ومعادلة المحك هي:

الخطأ المعياري للتشبع الصفري ر =

حيث (ن) عدد الاختبـارات، (ت) رقـم العامـل، (ن) عدد أفــراد العينة.

و إلى جانب المحمك السابق يمكن استخدام محمك مويزر Moiser's والذي يقوم على أساس تفرطح النباين الكلي للعوامل المتنالية بحساب هـ لكل عامل ثم تمثيل الملاقة هـ (مجموع مربع تشبعات الاختبازات على العامل) والعامل المقابل لها فيتم الحصول على خطبياني يأخذ في التفرطح حتى يصبح خطاً مستقماً.

#### هـ المعادلة الأساسية للتحليل العاملي:

تنحصر المعادلة الأساسية للتحليل العاملي في قسمة حاصل جمع معاصلات ارتباط الاختبار بالاختبارات الأخرى على الجدر التربيمي للمجموع الكلى لمعاملات الارتباط. والمعادلة كالآتي:

س = درجة تشبع الاختبار بالعامل.

عجه س أخ = مجموع معاملات الارتبساط بين الاختبسار وجمسع الاختبارات الأخرى.

مجـ ر = مجموع معاملات الارتباط في الجدول الارتباطي.

وفيما يلي مصفوفة البواقي النهائية .

,		÷	눼	4	4		-	اد	긔	ċ	4	÷			÷	ا:	<u> </u>		٧
		ı	4	ż١	۱,	:1	4	ga.	ż	:	**	:	اد	i۱		اذ	4		1
			,	اد	ĵ.	<u>.</u>	اخ	÷	<u>:</u>	4	=	=1	-	÷l	÷	ا۔	÷		ó
					ä	ċ	ů	*	4	-	:	:	ا:	:	-	·*	:		ř
					ı	:1	:	-	اه	-	٠,	ند	:}	٠١	:	اۃ	4		Ŧ
							*	-	4	-1	٠,	-		÷	÷	å	÷		17
							,		:	4	÷۱	:1	÷	=	ذ	اۃ	*		=
·	a B.								اذ	4	*	-	ᆌ	÷	ઢા	-4	:1		÷
3										÷	4	اب	÷	4	÷	:	il		
مصفوته اليوافي التهائية	<del></del>									•	:	خا	-1	ا-	4	÷	;	-	>
į	1										•	ţ.	=	4	اد	-1	٠,		<
												ı	<b>;</b>		6	÷	÷		a
													,	=	=1	-	÷		٠
														,	اذ	ij			840
															,	po.	;		4
																	:1		~
																			-
	=	-	-	=	_	11	_	_	_	_			-	-	7	4	_	ا ناد	7
	_	-	•		-	-4	-	•			•		,		•	-		¥.	الح

وفيما يلي تشبعات العوامل المركزية الست السابقة بعد تغير إشاراتها كما جاء في الخطوة رقم ١٣ (في الجزء جـ: الانعكاس). وقد جاء في هذه الخطوة أنه يتم تغير إشارات التبعات المركزية الست السابقة وفقاً لما يلي:

 أ ـ تكون إشارة العامل الذي عكس مرة واحدة أو عدد إفرادياً من المرات عكس إشارته في العامل السابق.

ب ـ تكون إشارة العامل الذي ثم يعكس أو عكس عدداً زوجياً من.
 المرات هي نفس إشارته في العامل السابق.

وجدول التشبعات على العوامل السنة قبل وبعد تغيير الإشارات،

رات	لإشار	نييرا	ېمدۍ	بعات	التش	ات	لإشار	غيير ا	قبل ت -	مات	الاختبارات	î	
1	a	٤	۳	۲	١	*	0	ŧ	۳	٧	١	الاحتبارات	1
10	٤٥	īv	14	77	۰۰	١٥	٤٥	۱۷	14	14	۰٥	قوة اليدين	١
11	۰۵	٤٠	7.	٣٨	٧.	۱۲	۰۰	٤٠	۲٠:	77	٧٠	مثابرة يمنى	۲
44	۱۷	44	٨٧	٤٠	۲٦	47	īV	77	Υ٨	٤٠	۲٦	مثابرة يسرى	۳
40	. 0	17	77	١.	۷١	٣0	• •	17	15	1.	٧١	تمييز إدراكي	ŧ
14	٤٠	79	٤٧	44	οį	<u>-∨</u>	٤٠	44	٤٧	pp	٥٤	تتبع مميز	0
17	77	70	٨٠	¥ \$	٤١	17	77	40	•*	45	٤١	تمييز علامات	٦
۱۸	11	١٤	1.	٧٤	4 8	۱۸	14	18	7.	48	4 £	إدراك اختياري	٧
18	۱٧	īV	10	۲١.	٥٦	١٤	17	17	10	۲١:	٥٦	وضع علامات	٨
۱۸	۲٠	۲۸	۳.	44	٤٩	17	٧.	۲A	۳٠	44	84	نقر متسع	4
7"8	11	13	۱۷	۲۷	۲۷	٣٤	۱۲	٤٦	17	٧V	44	زمن رجع عام	1.
١٤	14	14	71	44	٥٦	١٤	15	۱۳	YY	44	٥٦	تتبع تصویب د۱۱	11
+ A	٠٨	۱۸	17	74	ŧ٧	٠٨	۰۸	14	17	74	ξ٧	تتبع تصویب ۲۵٪	11
īV	77	14	٧٧	••	-4	٠٧	٣٢	14	77	00	+4	تصويب	14
14	٠٦	۰۵	70	۲١	٤٤	11	٠٦	.0	40	۲١	ŧ٤	ثبات	11
77	٧٠	۱٥	٤٢	77	١٤	٧٧	۲.	10	EY	۲۳۱	١٤	ثبات مميز	10
11	10	۱۸	١٤	1.	۰۷	77	10	17	18	1.	٠٧	تآزر يدين	11
40	11	īV	74	18	١٦	70	۲١	۱۳	44	14	17	رأي المشرف	17,
Ш								L.,					

وفيما يلي جدول حساب قيمة الارتباط الأصلي من البواقي النهائية ومن العوامل المركزية كما جاء في الخطوة ١٥ (من ج: الانعكاس). وتتلخص هذه الطريقة في أنه لو تمكنا باستخدام البواقي بعد العامل السادس والتشبعات على العوامل الست من الحصول على قيمة الارتباط الأصلي لذل (الارتباط الذي يقع على يسار الخلية القطرية في مصفوفة الارتباط الأولى) ذلك على دقة خطوات التحليل العاملي، وذلك إذا كان الفرق بين قيمة الارتباط الأصلي والمجموع الناتج بعد إضافة الباقي بالإشارة المعدلة لا درتباط الأصلي تغيير إشارة بواقعي دلالة له. وتستازم عملية حساب قيمة الارتباط الأصلي تغيير إشارة بواقعي الاختبارات التي أجرت لها الانعكاس أثناء عملية التحليل ويكون ذلك بأن تظل إشارة التشبعات التي انعكست عدداً زوجياً من المرات كما هي، أما التشعات التي انعكست عدداً فردياً من المرات تغير الإشارة الخاصة بها. وبعد ذلك يتم حساب الارتباط الأصلي بفسرب تشبع كل اختبارين على الموامل الستة ثم يضاف هذا الناتج على قيمة البواقي بعد العامل السادس (وهنا قيمة البواقي على يسار الخلية الخلية القطرية في مصفوفة البواقي يتماد الفاص بالعملية رقم ١٧ هو باقي اختبار ١٠٧١). وبعد ذلك يتم إيجاد الفرق بين هذا الناتج بعد إضافة البواقي إليه وبين قيمة الارتباط الأصلى.

## وجدول حساب الارتباط الأصلي من البواقي النهائية ۽

الفرق	قيمسة الارتباط الأصلي	المجمسوع الناتسج بعسد إضافسة الباقي	البواقي	عدد الانمكاسات	الاختبارات	وقم
٠,٠٠٨١_	1, 10	1, 10/1	٠٠٠٠٠,	7	7 - 1	١
, . 174	٠,٤٨٠٠	٠,٤٦٧٧	1,1811	٨	4.4	۲
1,1104	., 14	٠,١٣٥٣	., .7	٧	8 64	٣
.,	٠,٩٨٠٠	٠,٦٨٢٩	., 17	٥	٤،٥	٤
.,	.,19	1,177	٠,٨٠٠	٦	7 .0	0
,.	1,1	1,1144	٠,٠٤٠٠	٦	۷،٦	٦
1,1170	1,1011	٠,١٥٣٥	.,	٤	٨٤٧	۱۷
٠,٠٠٠	٠,٣٧٠٠	٠,٣٧٠١	1,1421	٧	4 . A	٨
1,	٠,٤٨٠٠	٠,٤٧٧٠	1,14.1	١ ،	10.4	٩
1,	.,11	1,1147	1,1211	٣	11.11	١.
1,	., 44	., 7477	1,11	٤	11.71	11
٠,٠٠٤١_	1,77	1,181-	.,	0	17.17	14
., 1	.,	٠,٠٥١٨_	1,1711	٥	18:14	14
1,	1,1711	٠,١٢٣٤	1,17.1	٥	10 . 12	18
1, 01_	,4	1,1029	٠,٠٥٠٠	V	17.10	10
٠,٠٠٧٤	1,17.	٠,٠٦٧٤	.,	V	17.17	17
٠,٠٠٣٧	٠,١٨٠٠	1,127	٠,٠٤٠٠		1 4 1 4	17

## تدوير المحاور للعوامل المركزية Rotation of Axse

يذهب ثرستون إلى أن العوامل المركزية لا يمكن تفسيرها تفسيراً نفسياً إلا بعد إدارة المحاور بتويل نمط التشبعات إلى التركيب البسيط Simple ويوجه سبيرمان النقد لهذه العملية حيث يقرر إدارة المحاور حتى تحصل على أقصى عدد من التشبعات الصفرية ينتج عنه تقسيم العامل العام إلى عدد من العوامل الصفرية عديمة الدلالة. ويؤيد سيرل بيرت سبيرمان إلا أن ثرستون دحض رايهم بأن إدارة المحاور توصل لنفس العوامل بتحليل نفس الاختبارات في بطاريات مختلفة وتؤيد دراسات جلفورد وكوكس رايه

ويحدد ثرستون معايير التركيب البسيط بخمس.

أولاً: لا بدأن يحتوي كل صف في التحليل على تشبع صفري على الأقل (بيساطة الاختبار).

ثانياً: يحتوي كل عمود على عدد من التشبعات الصفرية يعـادل عدد العوامل على الأقل (طاثفية الاختبار).

ثالثاً: إذا أخذنا أي عمودين من أعملة التشبعات ينبغي أن يكون بهما عدد من الاختبارات التي تتلاشى تشبعاتها بأحد العاملين فقط دون أن تتلاشى تشبعاتها بالعامل الآخر معادلاً لعدد العوامل على الآقل (الاقتران البسيط).

رابعاً: بالنسبة للدراسات التي تتضمن أربعة عوامل أو أكثر فيجب أن يكون هنـــاك عدد من المتغيرات ذات تشبعـــات صغيرة جداً بأي زوج من العوامل بحيث يمكن إهمالها. خامساً: كما يجب أن يكون هناك أيضاً عدد قليل من المتغيرات مشبعة بتشبعات ذات دالة لأي زوج من العوامل. وهذه المعايير السابقة تنطبق على التدوير المائل بسهولة أكبر مما يحدث مع الندوير المتعامد.

ويورد كاتل محكات عملية التلوير على النحو الآتي بحيث تصبح كل التشبعات موجبة أو صفرية وهي تدوير المحاور لكي تنفق مع الاكتشافات السيكولوجية أو الإكلينيكية وذلك بمرور المحاور خلال تجمعات المتغيرات أو الأعراض المعروف وجودها في هذه الاكتشافات، كذلك تدوير المحاور لتنفق مع العوامل السابقة في التحليلات العاملية السابقة، ثم تدويرها لوضعها خلال مراكز التجمعات، كذلك تدوير المحاور لتنفق مع العوامل المتعامدة التي يكشف عنها بالتالي، وأخيراً تدوير المحاور لإنتاج تشبعات تتفق مع التوقعات النفسية العامة.

### أ \_ التدوير المتعامد للعوامل المركزية:

يعتفظ التدوير المتعامد Orthogonal Rotation بالتعامد الفائم بين العوامل المحلية ويدل على أن معاملات ارتباط العوامل يساوي صفراً وذلك لما يتميز به عن التدوير المائل .Oblique R من استقلال أي عدم ارتباط المحاور وبساطة تناوله حسابياً وبالرسم البياني . كذلك فإن زواياه ثابتة بين المحاور ولا تختلف باختلاف العينة كما في التدوير المائل .

#### ب - المعادلة الأساسية لعملية التدوير:

تعتمد المعادلة الأساسية لعملية التـدوير على جيب زاوية التـدوير وجيب تمامها وذلك حسب اتجاه المحوريين كما يلي:

١٠. إذا كان التدوير في اتجاه عقرب السّاعة Clockwise Rotation تصبح معادلة التدوير: ت ١ بالعامل الأول = ت ١ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير
 + ٢ بالعامل السابقة × جيب زاوية التدوير

ت ٢ بالعامل الثاني = ت ١ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير .

ت ١ بالعامل الأول = ت ١ بالعامل السابق × جيب تمام زاوية التدوير
 + ت ٢ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير.

ت ٢ بالعامل الثاني = ت ١ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير + ت ٢ بالعامل السابق × جيب زاوية التدوير.

وتتلخص تلك المعادلة في الوضع الآتي وذلك تسهيلاً للعمليات الحسابية :

١ \_ التدوير تجاه عقرب الساعة:

ت خ ۱ = ت ۱ جنا (- ت ۲ جا) ت خ ۲ = ت ۲ جنا (- ت ۱ جا)

٢ \_ التدوير عكس عقرب الساعة:

ت خ ۱ = ت ۱ جنا (- ت ۱ جا). ت خ ۲ = ت ۲ جنا (+ ت ۲ جا).

### تعليق:

في دراسة لنا عن والقدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنة دلفنة الصلب، أجرينا التدوير المتعامد للعوامل المركزية الست السابقة عرضها استخدمنا ورق مربعات ملليمترات من النوع الشفاف رسم عليه محوري التدوير ثم قمنا بتجربة استخدامه في استخراج العوامل المدارة على النحو التالي بهدف الوصول إلى طريقة اقتصادية في التدوير من ناحية الوقت:

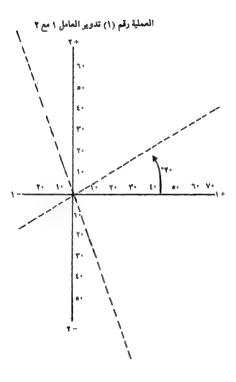
١ ـ يوضع محوري الشفاف على كل من محوري العوامل المركزية
 بعد وضع النقط التي تمثل عامل التدوير في كل عملية.

٢ ـ التأكد من ظهور العلامات التي تمثل الاختبارات على العاملين
 المراد إدارتهما.

٣ إدارة ورق الشفاف بحيث يقع محوري الشفاف على مجموعة من
 النقط لتى تمثل الفرض الذي في ذهن الباحث.

٤ ـ يحسب تشبع العاملين الذي تم تدويرها حسب ظهـور النقـط في
 ورق الشفاف بعد إدارة محورها.

وفيما يلي مثالاً بيانياً لعملية التدوير ويمشل ذلك العملية الأولى في تدوير العوامل الست السابقة وذلك بالنسبة للعامل الأول والعامل الثاني أي تدوير ١ مع ٧. ويبين الخط المستقيم المتصل المحاور قبل التدوير كما يبين الخط المستقيم المتقطع المحاور بعد التدوير عكس اتجاه عقرب الساعة بزاوية قدرها عشرون درجة (٣٠٠).



وبعد إدارة محاور العوامل المركزية تدويراً متعامداً بالصورة السابق عرضها تم الوصول للعوامل المتعامدة الست الآتية :

	4 1 14				4		
-	العامل	-	-		-	الاختبارات	رقم
(1)	(0)	(٤)	(٣)	(٢)	(1)		· I
صفر	17	۰۷	74	y £	٧	قوة اليدين	-1
4 8	٠٦	44	17	٤٦	صفر	مثابرة عضلية يمنى	_ Y
77	19	٧A	19	940	صفر	مثابرة عضلية يسرى	-4
18	٤٤	٠٧	17	17	77	تمييز إدراكي	£
4.8	٧٦	صفر	صفر	11	40	تتبع مميز	-0
19	صفر	17	٧٨	17	43	تمييز علامات	-٦
19	7 £	77	١٣	٠٧	17	زمن رجع اختياري	-٧
7.	17	۳۰	• •	صفر	70	وضع علامات	- ^
14	صفر	٤٨	صفر	17	77	نقر متسع	-4
صفر	19	11	77	19	۳۰	زمن رجع عام	- 11
- 14	٥٠	۰٧	٠٧	صفر	٥٤	تتبع تصویب (۱)	- 11
صفر	۰٧	75	11	·V	٤٨	تتبع تصویب (۲)	- 17
٤٧	14	19	صفر	٤٦	11	تصويب	- 18
صفر	صفر	صفر	77	صفر	۳٥	ثبات	- 18
111	74	77	41	AY.	17	ثبات اليد	-10
صفر	۰۷	17	17	.4	صفر	تآزر يدين	- 17
14	47	19	AY,	1.7	صفر	مقياس التقدير	- 17

واتضح من الجدول السابق أن المعايير التي أوردها كاتل عن العوامل المتعامدة تنطبق إلى حد كبير على العوامل المتعامدة السابقة، ويتم بعد ذلك تفسير العوامل المتعامدة السابقة، ويعتبر التشبع ٣٠,٠ فما فوق هو الحد الذي لا يؤخذ دونه في الاعتبار عند التفسير. وفيما يلي العوامل السست ومسمياتها بناء على هذا الحد، وترتيب الاختبارات حسب تشبعاتها ترتيباً تنازلياً.

	١ ـ العامل الأول: زمن الرجع
1,71	١ ـ التمييز الإدراكي
.,0%	۲ ـ وضع علامات
٠, ۵۲	۳ _ نقر متسع
• , • £	۽ ـ تتبع تصويب (١)
٠, ٥٣	ە ـ ثبات
٠, ٤٨	٣ ـ تتبع تصویت (٢)
٠,٤٢	٧ ـ تمييز علامات
٠,٣٥	۸ ـ تتبع مميز
• , ٣ •	۹ ــ زمن رجع
	٢ ـ العامل الثاني: المثابرة العضلية
٠, ٥٣	١ ـ المثابرة العضلية اليسرى
73,1	٢ ـ المثابرة العضلية اليمني
٠,٤٦	٣ ـ تصويب
۲,۳٤	£ _ قوة يدين
	٣_ العامل الثالث: قوة الأيدي
٠,٣٩	١ ـ قوة يدين

٠,٣٦	۲ ــ ومن رجع
٠,٣١	۳_ ثبات يده
• , *Y	<ul><li>٤ ـ مقياس التقدير .</li></ul>
	<ul> <li>إلعامل الرابع: سرعة حركة الأصابع</li> </ul>
٠,٤٨	۱ ـ نقر متسع
٠,٤٦	۲ ـ زمن رجع
٠,٣٠	٣ ـ وضع علامات
Ja,	<ul> <li>هـ العامل الخامس: التآزر الحركي البسي</li> </ul>
٠,٧٦	۱ ـ تتبع مميز
٠,٥٠	۲ ـ تتبع تصویب (۱)
., £ £	٣ ـ تمييز إدراكي
•, *	٤ ـ مقياس التقدير
	٦ ـ العامل السادس: ثبات الذراع
٠,٤٧	۱ ـ تصویب
., £ £	۲ ـ ثبات ید
.,48	٣ ـ تتبع مميز

## التفسير النفسي للعوامل المتعامدة

يجمع الكثيرون ممن استخدموا التحليل العاملي على أن العوامل التي تنشأ في تجربة من التجارب تكون متعلقة بالاختلافات الواضحة في التعليم والخبرة والوضع الثقافي لعينة التجربة، ليس ذلك فقط بل ذهب ثرستون إلى أن الاعمار المختلفة ـ لافواد العينة تظهر تشبعات عائلية مختلفة على نفس الاختبارات، كذلك ذهب وودرو إلى أن التدريب يلعب نفس المدور. ويذهب جلفورد إلى أن العوامل تعتمد على الظروف المحيطة بمصدر البيانات والتي يعتمد عليها التحليل وبعض هذه الظروف يرتبط بطبيعة العينة والبيغض الأخبر يرتبط بطبيعة الاختبارات ومحتوياتها كمستوى صعوبة الاختبار والذي عادة ما يكون نسبياً بالنسبة للعينة المعتبرة، كذلك زمن الاختبار. وعلى هذا وقبل أن نستطرد في مناقشة العوامل المركزية التي استخلصناها وتفسيرها لا بدأن نناقش ذلك في ضوه مواصفات عينة التجربة التي نحن بصدها على اعتبار أن العوامل التي استخلصناها في تجربتنا تعتبر نتيجة للعينة بتلك المواصفات، بحيث أثرت في تركيب العوامل بالشكل التي نتيجة للهينة بتلك المواصفات، بحيث أثرت في تركيب العوامل بالشكل التي تؤثر في العوامل.

#### : الطبقة :

وأول هذه النواحي الطبقة التي ينتمي إليها الشخص في البحث، وقد وجه سبيرمان (١٩٢٧) الأنظار إلى الفروق الجماعية في النماذج العماملية بقوله دثمة أمر هام على تشبع القدرة بالعامل يبدو أنه الطبقة التي ينتمي إليها الشخص في البحث. قد وجد مصطفى سويف فروقاً جوهرية في مستوى الاستجابة بين المصريين والإنجليز كما أمكنه في تلك الدراسة من استخلاص عامل ثالث جديد، ويتبين لنا ذلك في مثالنا السابق، الأمر الذي لا يمكن إهماله.

#### ٢ \_ العمر:

وثاني هذه النواحي العمر إذ تشير البخوث إلى أن القدرات تصبح فعلاً أكثر تخصصاً كلما تقدم الطفيل في العمر، فبين أطفيال الحضائة تبين أن العامل العام كبير نسبياً والعوامل الطافية أقل أهمية، وقد تبيت هذه النتائج في تقين مقياس وكسلر بلفيو (أثر تغير العمر في النمط العاملي بين الكبار)

نقد متوسط معاملات الارتباط في الاختبارات الداخلية في هذا المقياس بانتظام من مجموعة أعمار ٢٥ - ٢٩ وهي بانتظام من مجموعة أعمار ٢٥ - ٢٩ وهي بهذا تنقق مع نتائج الدراسات الاخرى إلا أنه في مجموعة الأعمار ٣٥ - ٤٤ ارتفع متوسط معاملات الارتباط إلى ٣١ ، وفي مجموعة ٥٠ - ٥ ٩ ارتفع ثانياً إلى ٣٤ ، ٥ وبهذا فقد قدم التحليل دليلاً على الأعمار ٥٠ - ٩ ٥ ارتفع ثانياً إلى ٣٤ ، ٥ ، وبهذا فقد قدم التحليل دليلاً على وجود عامل عام يتدخل في اختبارات مجموعة التسع سنوات وفي مجموعة ٥٠ - ٩ وبينما في الأعمار المتوسطة كانت العوامل الطائفية تلعب الدور الاساسي وفي بحثنا نجد أن الأعمار تتراوح بين ١٨ - ٣٣ عاماً بمتوسط عمر ١٥ ، ٢٧ وانحراف معياري ٤٤ . ٤ وبهذا نستطيع أن نرى أن متوسط معاملات الارتباط الذي وصل إلى ٩٠ ، ٥ ينبئق تماماً عن الخصوصية التي يتم الأداء في هذه السنة .

### ٣ ـ التعليم:

يلعب مستوى التعليم دوراً لا بأس به في التركيب العاملي، فقد كتب طومسون عند مناقشته للتطورات الأخيرة في نظريته الخاصة بالعينات ما يأتي و... يمكن ملاحظة قبل عام في التقارير التجريبية ما يؤيد أن البطاريات لا يتسنى شرحها بعدد قليل من العوامل في الكبار كما هو في الأطفال، وقد يكون ذلك بسبب أن تعليم الكبار ومهنتهم قد فرضوا تركيب معيناً على عقولهم لا يوجد لدى الصغار وبعض هذا التركيب فطري دون شك إلا أن أكتره يحتمل أن يكون راجعاً إلى البيئة والتعليم والحياة». وفي بيانات وكسلر بلفيو كانت التغيرات في أنماط العوامل بين الأشخاص الأكبر سناً موازية تماماً للفروق التعليمية بمجموعة الأعمار ٢٧ - ٢٩ تبدو أكثر تخصصاً في القدرات كما أبدت نفس هذه الملاحظة المجموعة ذات التعليم الثانوي بينما أبدت المجموعة التي تراوحت أعمارها بين ٣٥ - ٤٤ والتي تراوح

مستوى تعليمها بين المرحلة السادسة إلى السنة الأولى من التعليم الثانوي تخصصاً أقل في القدارات وأما المجموعة الأكبر سنا والتي أبدت أقل قدر من التخصص فقد تراوح مستوى تعليمها بين المرحلة الخامسة والثامنة إلا أنه في بحثنا من المحتمل إلى حد كبير ألا يتفق مع وجهة النظر السابقة والتي تتلخص في أنه في كل من العمر المتوسط والذي يوازيه في التعليم مرحلة معينة مناسبة تشير الارتباطات بين أداء أفراد المجموعة على اختبارات إلى تخصص أعلى إذ لم يتفق عمر عبنة البحث مع مستوى تعليمها كما في بحوث وكسلر إذا لم يعمل عمر أفراد العينة والذي يتراوح بين ١٨ - ٣٣ ارتفاع في مستوى يعلنات وظيفية معينة يعمل أفرادها دون غيرهم في خط الإنتاج بمهنة الملفنة كما أن المستوى التعليمي تراوح بين القراءة والكتابة والإعدادية العامة والثانوية العامنة والثانوية العامنة والثانوية العامنة والثانا المستخلصة .

#### ٤ ـ الخيرة :

والحقيقة أن الخبرة باعتبارها تمثل المدى الذي وصل إليه الفرد من التصابه للمهارات المختلفة - تلعب نفس الدور الذي يلعبه كل من التعليم والجرة فقد وجد بين جماعات الرجال الكبار أن معاملات الارتباط بينب كل اختبارين من ثلاثة اختبارات للمهارة اليدوية دائماً أعلى لدى العمال في الإعمال التكرارية الروتينية عنها بين الكتبة أو العمال المهرة. إذ بلخ بين العمال العاديين ٤١، وبين الكتبة ٢٦، وبين العمال المهرة ٢٠، ، وهذا يوضح دور الجرة التي تكتسب أثناء التدريب أو الأداء الواقعي ولقد تراوحت خبرة العينة في تجربتنا بين سنة وسبع صنوات بمتوسط حسابي ٢١، ٥٠ شهراً وانحراف معياري يعطينا فكرة عن مدى

النشتت في الخبرة بين أفراد العينة والذي يلعب دوره في التنـظيم العاملـي للاختبارات.

### ه\_التدريب:

وجد وودرو Woodrow كما سبق أن بينا تغيرات ملحوظة في تشبعات الاختبارات بالعوامل بعد تدريب طويل. ولم تكن هذه التغيرات ناتجة عن اعتماد اللدجات على السرعة أو على المقدرة العامة بعد التدريب كما كان متوقعاً. وقد حدثت تغيرات معينة في التكوين العاملي لأغلب الاختبارات أثناء التدريب دون أي دليل على زيادة دور السرعة أو القدرة العامة أو وجود عامل عام للتعلم وبالنسبة لعينة البحث فقد قصرت معلوماتنا عن أن تتزود بمعلومات خاصة عن من حصل منهم على برامج تدريبية ومن لم يتدرب وما هي هذه البرامج التي التحق بها البعض، والتي تفيدنا إلى حد كبير في تفسير العوامل.

### المراجع

## أولاً: المراجع العربية

- ١ ـ د. السيد محمد خيري ـ الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية
   الاجتماعية النهضة العربية ـ ١٩٧٠.
- ٢ د. فؤاد البهي السيد علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري ـ دار
   الفكر العربي ١٩٧١.
- ٣ د. فؤاد البهي السيد الجداول الإحصائية لعلم النفس والعلوم الإنسانية الأخرى دار الفكر العربي ١٩٥٨.
- \$ \_ فان دالين \_ تأليف \_ محمد نبيل نوفل وسليمان الخضري الشيخ وطلعت منصور غبريال \_ ترجمة \_ سيد أحمد عثمان \_ مراجعة \_ مناهج البحث في التربية وعلم النفس \_ الأنجلو المصرية \_ ١٩٦٩.
- محمود السيد أبو النيل ـ دراسة تجريبية للفدرات النفسية الحركية المتطلبة في مهنة دلفنة الصلب ـ رسالة ماجستير غير منشورة مقدمة بكلية الآداب جامعة عين شمس تحت إشراف الأستاذ الدكتور السيد محمد خيري عام 1979.
- ٦ ـ محمود السيد أبو النيل ـ اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي ـ كتيب
   التعليمات ـ مطبعة دار التأليف بالمالية ـ ١٩٧٥.
- ٧ \_ محمود السيد أبو النيل \_ اختبار الشخصية الإسقاطي الجمعي \_ دراسة

محلية للثبـات والصـدق والفـروق بين الجنسين ـ مطبعـة دار التــأليف بالـمالية ــ ١٩٧٦.

٨ ـ محرم وهبي محمود ـ النظرية الإحصائية وتطبيقاتها ـ الجزء الخامس:
 تحليل التباين والتغاير ـ معهد التخطيط القومي ١٩٧١ .

### ثانياً: المراجع الأجنبية

- Garrett, E., Henry and Woodworth, R. s., Statistic in Psychology and Education, Vakils Folfer and Simons Private Lto, 1967.
- Anne Anastasia, Psychological Testing, The Macmillan, Comp., New York, 1961.
- Fleishman, E. A., Testing for Psychomotor Abilities by means of Apparatus Tests, Psychological Bulletin, 50, 1953.
- Eysenck, H. J., Handbook of Abnormal Psychology, Basic Books, Inc., N. W., 1960.
- Garett, E., Henry, Great Experiment in Psychology, Appelton, Century Crafts, 1957.
- Guilford, J. P., Personality, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1959.
- Guilford, J. P., Psychometric Methods, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1954.
- Nunally, Tests and Measurement, McGraw-Hill. Book Comp., New York, 1954.
- Vernon, Philip, E., The Structure of Human Abulities, London, Methuen, 1955.
- Spearman, Human Ability, Wynn Jones, 1948.
- Fruchter, Benjamin, Introduction to Factor Analysis, Van Nostrand Comp., 1964.
- Runyon and Hobor Fundamental of Behavioral SEtatistics, Addison-Wesley Publishing Comp., London, 1973.
- Cassel R., N., and Kahn, T. C., The Group Personality Projective Test (GPPT), Psychological Reports, Monograph Supplement, 1-VB, 1961, p. 23.

## فهئرس

٥	مقلعة الطبعة الخامسة
1	مقدمة الطبعة الثانية
	المجزء الأول
	مبادىء الإحصاء
٧	أولاً ـ جمع المعلومات وتصنيفها وتوضيحها بالرسم
٧	ـ تعريف الإحصاء
٨	_ تعريف الإحصاء
	_ فوالد الإحصاء: الأمية كمثال
4 4	ثانياً -خطوات البحث الإحصائي
44	١ - حجم المشكلة وأهميتها
70	٧ ـ جمع البيانات الخاصة بالمشكلة
۲٦	٣ ـ وسائل جمع البيانات:
۲٦	أياستمارة البحث
۲۸	ب ـ الملاحظة
۲1	جـ الوسائـل الموضوعية
	٤ ـ مصادر جمع البيانات:
۳۱	أ ـ المصدر التاريخي

۲١	ب ـ المصدر الميداني
"	🗝 الشروط الواجب مراعاتها في جمع البيانات:
۲۲	أ: دقة جمع البيانات
	ب ـ مراجعة البيانات
٣	٣ ـ عينة البحث
	٧ ـ استخدام الاستبيانات كأداة أساسية
2	ا ـ تصميم الاستبيان
ro.	ب ـ النواحي التي تراعى في تصميم الاستبيان
ro	١ ـ السهولة وعدم الغموض
۲٦	٢ ـ عدم التحيز
۳٦	٣ ـ تجنب الأسئلة التي تؤدي إلى الإيحاء
۳۷	\$ - تجنب توجيه الأسئلة الحساسة التي تمس الحياة الخاصة للفرد
۳۷	جـــ مراجعة الاستبيان قبل التطبيق
	د ـ تفريغ البيانات
٤١	ثالثاً ــ المقيم وأنواعها
	١ ـ القيم المتصلة
£ Y	٢ ـ القيم المنفصلة
٤٤	التوزيع التكراري
٤ ٤	١ ـ توزيع القيم توزيعاً تكرارياً
٤٤	٢ ـ الجدول التكراري
0 -	٣- التكرار النسي
۱٥	٤ - التكرار المثري
	التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع النازلو
٥٢	١ ـ المتكرار المتجمع الصاعد (النسبي والمئوي)

٥٧	٢ ـ التكرار المتجمع النازل (النسبي والمثوي)
	رابعاً ـ توضيع المعلومات بالرصم
	محاور تمثيل المعلومات بالرسم
	طرق توضيح المعلومات بالرسم
	١ ـ المضلع التكراري
70	أ ـ تعديل المضلع التكراري
77	ب ـ أسباب عدم تطابق المضلع مع المنحني الاعتدالي
٦٨	حـ ـ استخدام المتوسطات المتحركة في تعديل المضلع التكراري
٧٣	ء ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المضلع التكراري
٧٣	١ ـ المقارنة في حالة عدم تساوي مجموع التكرارات
۷٥	٢ _ المقارنة في حالة تساوي مجموع التكرارات
٧٧	١ ـ المنحني التكراري
٧٨	أ_تعديل المنحني التكراري
	ب ـ المقارنة بين توزيعين باستخدام المنحنى في حالة عدم تساوي
۸۰	التكرارات
۸ŧ	حـــ تعديل التكرارات المثوية
	ء ـ المقارنـة بين توزيعين باستخـدام المنحنـى في حالـة تســـاوي
	النكراراي
۸٦	٢ ـ المدرج التكراري
۸٧	ا_تعليل المدرج التكراري
	ب ـ المقارنــة بين توزيعين بالمـــدرج في حالــة عدم تســـاوي
11	التكرارات
	حـ ـ المقارنة بين توزيعين بالمدرج في حالـة تســاوي التــكرارات
4.4	توضيح
	474

44	٤ - التكرار المتجمع الصاعد بالرسم
	٥ ـ توضيح التكرار المتجمع النازل بالرسم
	أمثلة للمراجعة العامة للجزء السابق
٠٠,	خامساً: مقاييس النزعة المركزية والمتوسطات،
1 • 1	١ - المتوسط الحسابي (الوسط الحسابي)
۱۰۲	1 ـ الطريقة الشائعة
۱۰۳	ب _ طريقة مراكز الفثات
1.0	حــــ الطريقة المختصرة
۱۰۸	٢ ـ الوسيط (الأوسط)
	أ_حساب الوسيط من القيم الخام
	١ ـ في حالة الإعداد الفردية
1.4	٧ ـ في حالة الإحداد الزوجية
١١٠	ب ـ حساب الوسيط من الجدول التكراري
	جـ ـ حساب الوسيط عن طريق الرسم
	٣ ـ المنوال
110	أ حساب المنوال من الجدول التكراري
	ب ـ حساب المنوال عن طريق الرسم
	العلاقة بين المتوسطات الثلاثة
	الحصول على قيمة المتوسطات في حالة غياب أحدها
۱۲۳	ثمارين على المتوسطات
	سادساً ـ مقاييس التشتت
	مقلمة
	١ ـ المدى المطلق
	٢ ـ نصف المدى الربيعي

144	استخدام الربيع في استخراج المجموعات المتطرفة من التوزيع
14.	٣ - الانحراف عن المتوسط
14.	أ حساب الانحراف عن المتوسط من القيم الخام
144	ب ـ حساب الانحراف عن المتوسط من الجدول التكراري
127	٤ - الانحراف المعياري
-174	أ حساب الانحراف المعياري من القيم الخام
-175	ب ـ حساب الانحراف المعياري من الجدول التكراري
	تمارين على مقاييس التشتت
۱۳۸	صابعاً ـ المعايير
۱۳۸	١ _ النرجة المعيارية
11:	تحويل الدرجات المعيارية للنيم الأصلية
18.	٧ _ الدرجة التاثية
15.	٣ _ المثين
	تمارین
	المجزء الثاني
	الإحصاء التطبيقي
114	أولاً _ معاملات الارتباط
124	مندمة
10.	١٠٠ ـ معامل ارتباط الرتب
101	أ-خطوات حساب معامل ارتباط الرتب
108	ب _ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة تكرار القيم في المتغيرين
	جـ ـ حساب معامل ارتباط الرتب في حالة انقسام المتغيرين انقساماً
100	فرعياً في المتغيرين
	£ ¥ 0

100	تمارين
104	حدود معامل الارتباط
109	أ ـ من خلال النظر للرتب
171	ب _ من خلال جدول الانتشار
170	تمارين
174	٢ ـ معاملات ارتباط بيرسون
۱۷۰	أ معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحرافات
177	ب ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق القيم الخام
179	حـــ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار
	تمارين
۱۸۸	٣ ـ معامل التوافق٣
	٤ - معامل ارتباط فاي ١
144	ه _ معامل الارتباط الثناثي
	جدول ارتفاعات (ص) ومساحات المنحنى الاعتدالي
	حساب دلالة معامل الارتباط
	جداول دلالة معامل الارتباط
4 • 4	تعليق على معاملات الارتباط
7.7	تمارين
417	ئانياً ـ الدلالة الإحصائية
	أولاً ـ الخطأ المعياري للعينة
	الخطأ المعياري
<b>41</b> 4	١ ـ الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي
	٢ - الخطأ المعياري للانحراف المعياري
	٣ ـ الخطأ المعياري للوسيط

	_
44.	<ul> <li>١ الخطأ المعياري للنسبة والنسبة المئوية</li> </ul>
**1	ه _ الخطأ المعياري لمعامل الارتباط
***	انياً مقاييس الدلالة الإحصائية
	ا مقياس مربع كاي (كا)
	ا حساب دلالة قيمة كا
	ب _ استخدام كأ في حساب مدى انطباق التوزيع
	جـ دلالة كأعند حساب مدى انطباق التوزيع
	ء _ حساب قيمة كأ من الجدول المزدوج
	هـ حساب معامل التوافق من كالسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسيسي
17.1	٧ ـُ اختبار (ت)
171	<ul> <li>أ ـ قانون اختبار وت، في حالة تساوي العند في المجموعتين</li> </ul>
	ب _ قانون اختبار وت، في حالة اختلاف العدد في المجموعتين
	ج _ مستوى الدلالة الإحصائية (الفا)
777	المثا
444	١ _ حساب اختبار «ت» في حالة تساوي العدد في المجموعتين
Y <b>Y</b> Y .	اولاً ـ من القيم الخام
140	ثانياً ـ من الجدول التكراري
YTV ,	<ul> <li>٢ _ حساب اختبار «ت، في حالة اختلاف العدد في المجموعتين</li> </ul>
<b>""</b> V -	اولاً _ من القيم الخام
۳۸ -	ثانياً _ من الجدول التكراري
£+	غارین
٤١	٣ ـ درجة الحرية
٤١	<ul> <li>٢ ــ الدلالة والفرض (واحد الذنب ثنائي اللذنب)</li></ul>
£ Y	<ul> <li>٤ - الدلالة والفرض (واعد الدنب للاي العالم)</li> <li>٣ - حساب الدلالة الإحصائية في المنهج القبلي - بعدي</li> </ul>
	م _ حساب اللالا له الإحصالية في المنهج النبني - بنتي السنا

	\$ _ دلالة الفرق بين معاملات الارتباط
40.	<ul> <li>دلالة الفرق بين الانحرافات المعيارية</li></ul>
401	أولاً _ في حالة العينات الكبيرة
Y0Y	ثانياً _ في حالة العينات الصغيرة
	المجزء الثالث
	الإحصاء المتقدم
Y0V.	
Y0A.	أولاً _ معاملات الارتباط الخاصة بمشاكل البحوث
	١ ـ العلاقة المستقيمة والمنحنية
Yok	أساليب الكشف عن العلاقة: مستقيمة أم منحنية
Y04.	اً ـ بالرسم البياني
۲٦.	ب ـ المتوسطات ألحسابية للمتغيرين من، ص
	حـ ـ اختبار مدى دلالة التوزيعين من، ص
777	٧ ـ نسبة الارتباط
44.	٣٠ ـ معامل الارتباط الجزئي
	العلاقة بين الارتباط الجزئي ومعادلة الفروق الرباعية في التحليل
440	العامليالعاملي
777	ع ـ معامل الارتباط المتعدد
	أولاً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط ٣٠,٠ فمــا
	 ثانياً ـ جدول المقابل اللوغاريتمي لمعاملات الارتباط الأقــل من
YA£	•, 40
	الانجال والساء

440	مقدمة
	فائدة الانحدار
<b>Y</b> A7	خطوات حساب الانحدار
	الناً _ تحليل النباين
741	سُسْلُولاً - تحليل التباين البسيط
140	استخدام تحليل التباين في حساب تجانس العينة
	سلنياً - تحليل التباين ذو الأتجاهين (البارامتري)
	١ ـ تحليل التباين ذو الاتجاهين (قيمة واحدة)
	٢ ـ تحليل النباين ذو اتجاهين (عدة قيم)
	صطلاً ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (البارامتري)
711	١ ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (قبِمة واحدة)
	٢ ـ تحليل التباين ذو الثلاثة اتجاهات (أكثر من قيمة)
	رابعاً ــ المقارنة الزوجية بين المتوسطات في تحليل التباين
1,12	رابد د اصدرت الروب ين اصوصت في تحين البيد
787	ثالثاً ـ المقاييس اللابارامترية
727 727	
737 737 737	ثاثاً - المقايس اللابارامترية
727 727 727 727	ثالثاً ـ المقاييس الملابارامترية
727 727 727 707	ثاثاً ـ المقاييس اللابارامترية
737 737 737 707 007	ثالثاً - المقاييس اللابارامترية
737 737 737 707 707 707	ثالثاً - المقاييس اللابارامترية
737 737 737 707 707 V07 V07	ثالثاً - المقاييس اللابارامترية
737 737 737 767 767 767 767 767	ثالثاً - المقاييس اللابارامترية
737 737 737 767 767 767 767 767	ثالثاً - المقاييس اللابارامترية

٢٢٦	خامساً ـ التحليل العاملي
777	مقلمة
*17	هدف التحليل العاملي
۴۷۰	نظرية العاملين في التحليل العاملي
***	طرق التحليل العاملي
۳۷۲	١- طريقة الجمع البسيط
**	٢ ـ الطريقة المركزية
٤٠٧	تلوير المحاورت
٤١٤	التفسير النفسي للعوامل المتعامدة
٤١٩	سادساً ـ مراجع الكتاب
	سابعاً _ فهرس الكتاب

